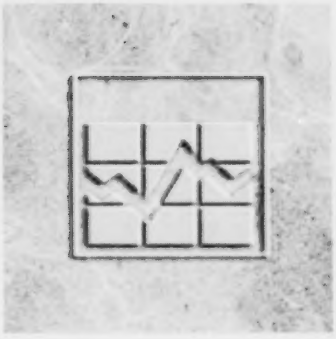
N° 75F0002M au catalogue — N° 006
ISSN : 1707-2867
ISBN : 978-0-662-04972-2

Document de recherche

**Série de documents de recherche - Revenu**

# Comparaison du faible revenu dans les régions du Canada : une approche de dominance stochastique



par Wen-Hao Chen

Division de la statistique du revenu
Immeuble Jean-Talon, Ottawa, K1A 0T6

Téléphone: 1-613-951-7355

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

## Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Division de la statistique du revenu, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : 613-951-7355; 888-297-7355: revenu@statcan.ca).

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.ca. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel à infostats@statcan.ca ou par téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

**Centre de contact national de Statistique Canada**

Numéros sans frais (Canada et États-Unis) :

| | |
|---|---|
| Service de renseignements | 1-800-263-1136 |
| Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| Télécopieur | 1-877-287-4369 |

Appels locaux ou internationaux :

| | |
|---|---|
| Service de renseignements | 1-613-951-8116 |
| Télécopieur | 1-613-951-0581 |

**Programme des services de dépôt**

| | |
|---|---|
| Service de renseignements | 1-800-635-7943 |
| Télécopieur | 1-800-565-7757 |

## Renseignements pour accéder au produit

Le produit nº 75F0002M au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.ca et de choisir la rubrique « Publications ».

## Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui sont observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.ca sous « À propos de nous » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Statistique Canada
Division de la statistique du revenu

**Série de documents de recherche - Revenu**

# Comparaison du faible revenu dans les régions du Canada : une approche de dominance stochastique

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2008

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Octobre 2008

Nº 75F0002M au catalogue, nº 6
ISSN : 1707-2867
ISBN : 978-0-662-04972-2

Périodicité : hors série

Ottawa

This publication is available in English upon request (catalogue no. 75F0002M).

---

**Note de reconnaissance**

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

# Table des matières

Résumé ..... 5
Sommaire exécutif ..... 6
1 Introduction ..... 8
2 Mesures du faible revenu et dominance stochastique ..... 9
3 Données et définitions du revenu et des seuils de faible revenu ..... 12
4 Un exemple : Terre-Neuve-et-Labrador et l'Ontario ..... 14
5 Comparaison des taux régionaux de faible revenu au Canada ..... 18
6 Conclusion ..... 24
Figures ..... 25
Tableaux ..... 33
Annexe ..... 44
Bibliographie ..... 46

## Résumé

Les comparaisons interrégionales du niveau de faible revenu peuvent avoir une incidence sur le choix des politiques. Toutefois, nombreux sont ceux qui soutiennent que les classements des distributions ne sont pas robustes et qu'ils sont assez sensibles aux méthodes de définition du faible revenu. Dans la présente étude, nous évitons ces problèmes en utilisant une approche par dominance stochastique pour comparer les profils régionaux de faible revenu au Canada sans spécifier arbitrairement un seuil de faible revenu. La présente analyse est effectuée pour les 10 provinces en se servant des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 2000. Nous vérifions aussi la robustesse des résultats selon divers choix d'indices de prix spatiaux et d'échelles d'équivalence. En outre, nous examinons la sensibilité des résultats à l'adoption d'un concept de faible revenu absolu ou relatif. Nous montrons que, dans la plupart des cas, il est possible de déterminer des relations de dominance et de classer le faible revenu régional pour une grande gamme de seuils de faible revenu. Nous montrons aussi que les résultats de la méthode par dominance sont robustes au choix des échelles d'équivalence, mais qu'un inversement des rangs a lieu lorsque d'autres indices du coût de la vie sont utilisés. Le passage d'un concept absolu à un concept relatif de faible revenu a une incidence sur le classement selon le niveau de faible revenu pour l'Ontario, le Québec et les provinces des Prairies, mais non pour les autres provinces. Néanmoins, pour toutes les échelles, nous constatons que la prévalence du faible revenu est la plus importante en Colombie-Britannique.



**Mots-clés :** classement selon le niveau de faible revenu, mesures du faible revenu, dominance stochastique, correction pour tenir compte du coût de la vie

Classification JEL : I32

## Sommaire exécutif

Les différences interrégionales de revenu sont un phénomène de longue date au Canada. L'étude de la grandeur des écarts entre les distributions régionales du revenu, particulièrement des résultats en matière de faible revenu, a d'importantes incidences stratégiques. Au Canada, aucun profil régional de faible revenu n'est établi pour l'ensemble des régimes de politiques, mais il est souvent possible d'en obtenir un en créant des mesures cardinales, comme le taux de faible revenu ou l'écart de faible revenu, en se basant sur les seuils de faible revenu (SFR) établis par Statistique Canada. Toutefois, des réserves ont toujours été émises quant à la robustesse des résultats, particulièrement quand les mesures de la fonction de bien-être ou du faible revenu proprement dit sont controversées. L'utilisation de ce genre de seuils entraîne des choix arbitraires en ce qui concerne la proportion des dépenses consacrées aux nécessités de la vie et ce qui constitue ces nécessités. On pourrait soutenir que toute révision de ces normes entraînera une distribution géographique complètement différente du faible revenu.

Le présent document offre un moyen robuste de comparer les profils régionaux de faible revenu au Canada sans spécifier arbitrairement les seuils de faible revenu. L'analyse empirique est fondée sur la théorie de la dominance stochastique, que l'on peut appliquer à l'examen des classements des distributions du revenu en se basant sur une large gamme de seuils de faible revenu. Autrement dit, la comparaison des fonctions de répartition cumulatives du revenu obtenues pour deux régions permet de juger si le choix du seuil de faible revenu a une incidence sur le classement. On évite ainsi d'utiliser un seul seuil pour faire une comparaison.

Nous examinons également dans le présent document la robustesse de nos résultats en ce qui a trait aux hypothèses sous-jacentes posées pour définir le revenu équivalent, à savoir, les indices de prix spatiaux et les échelles d'équivalence. Il est nécessaire d'utiliser de tels facteurs d'échelle aux fins d'une analyse comparable des répartitions du revenu pour tenir compte des différences de coût de la vie d'une région à l'autre et des différences sur le plan de la composition du ménage. Autrement dit, outre les échelles d'équivalence et les indices de prix fondés sur les SFR, nous utilisons un autre indice du coût de la vie établi d'après la mesure fondée sur un panier de consommation (MPC) et deux autres échelles d'équivalence, à savoir la racine carrée de la taille de la famille et l'échelle de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). Enfin, étant donné que les gens souvent comparent leur propre fortune et celle des autres qui se trouvent dans une situation semblable, nous examinons également la sensibilité des résultats à l'adoption d'un concept de faible revenu absolu ou relatif.

Voici un résumé de nos principaux résultats. En premier lieu, dans la plupart des cas, il est possible de déterminer les relations de dominance entre deux provinces données et de classer le faible revenu régional pour une large gamme de seuils de faible revenu. En deuxième lieu, les classements par rang des taux de faible revenu fondés sur les SFR utilisés couramment ne sont pas robustes. L'exemple donné pour Terre-Neuve-et-Labrador et l'Ontario montre que les choix de seuils différents peuvent donner des résultats opposés. En outre, les SFR permettent de comparer le taux de faible revenu pour un seul seuil de faible revenu et font abstraction de la profondeur et de l'intensité du faible revenu. La méthodologie utilisée dans le présent document est plus informative et révélatrice et permet de mieux comprendre la distribution du faible revenu. Par exemple, nous constatons que Terre-Neuve-et-Labrador domine l'Alberta en faible revenu au deuxième ordre, même si le taux de faible revenu selon le SFR est significativement

plus élevé à Terre-Neuve-et-Labrador qu'en Alberta. En troisième lieu, en 2000 la Colombie-Britannique était la province dont le niveau de faible revenu était le plus élevé, car elle était dominée au premier ordre par toutes les autres provinces. Le Québec et le Manitoba se sont classés respectivement au deuxième et au troisième rang, la Saskatchewan et l'Alberta, au quatrième, l'Ontario, au sixième, et Terre-Neuve-et-Labrador et la Nouvelle-Écosse, au septième. Le Nouveau-Brunswick et l'Île-du-Prince-Édouard étaient les deux provinces dont le niveau de faible revenu était le moins élevé au Canada.

Le présent document montre également que les résultats de dominance sont sensibles aux hypothèses formulées pour définir le revenu équivalent et concept de faible revenu. En général, les résultats de dominance sont robustes au choix des échelles d'équivalence, tandis que nous observons un renversement des rangs quand nous utilisons des indices du coût de la vie de rechange. Le passage d'un concept absolu à un concept relatif de faible revenu n'a pour ainsi dire aucun effet sur le classement selon le niveau de faible revenu pour la Colombie-Britannique et les provinces de l'Atlantique, mais il n'en est pas ainsi pour les autres provinces. Nos résultats montrent qu'il est essentiel d'examiner minutieusement les hypothèses sous-jacentes. Enfin, la réponse à la question « Où le niveau de faible revenu est-il le plus élevé au Canada? » est certainement la Colombie-Britannique pour l'année 2000. Le résultat est robuste pour toutes les échelles, peu importe le choix des seuils de faible revenu, des indices du coût de la vie, des échelles d'équivalence et d'un concept absolu ou relatif de faible revenu.

# 1 Introduction

Les différences interrégionales de revenu sont un phénomène de longue date au Canada. Elles tiennent à des différences non seulement de coût de la vie selon la région du pays, mais aussi de caractéristiques démographiques associées au capital humain. L'étude de la grandeur des écarts entre les distributions régionales du revenu, particulièrement du faible revenu, a souvent des incidences stratégiques importantes, car elle sert de fondement à l'évaluation des politiques provinciales en matière de bien-être et à l'élaboration des politiques de redistribution du gouvernement fédéral du Canada, comme celle des paiements de péréquation. La manière d'obtenir un profil régional fiable et robuste est donc un aspect essentiel de la formulation des politiques qu'il convient d'examiner minutieusement.

Au Canada, aucun profil régional de faible revenu n'est établi officiellement, mais il est souvent possible d'en obtenir un en créant des mesures de faible revenu, comme le taux de faible revenu ou l'écart de faible revenu, en se basant sur les seuils de faible revenu (SFR) établis par Statistique Canada, comme à la figure 1[1]. Toutefois, des réserves ont toujours été émises quant à la robustesse des résultats, particulièrement quand les mesures de la fonction de bien-être ou de la pauvreté proprement dite sont controversées. L'utilisation de ce genre de seuils s'appuie sur des choix arbitraires en ce qui concerne la proportion des dépenses consacrées aux nécessités de la vie et ce qui constitue ces nécessités. On pourrait soutenir que toute révision de ces normes entraînera une distribution géographique entièrement différente du faible revenu (voir, par exemple, Ravallion et Bidani, 1994).

Le présent document offre un moyen robuste de comparer les profils régionaux de faible revenu au Canada sans spécifier arbitrairement les seuils de faible revenu. L'analyse empirique est motivée par la théorie de la dominance stochastique, que l'on peut appliquer à l'examen des classements des distributions du revenu en se basant sur de multiples critères de pauvreté pour une grande gamme de seuils de faible revenu[2]. Autrement dit, la comparaison des fonctions de répartition du revenu obtenues pour deux régions permet de juger si le choix du seuil de faible revenu a une incidence sur le classement. Ce faisant, on évite d'utiliser un seul seuil de faible revenu pour faire une comparaison.

Un autre motif de l'étude est le débat engagé de longue date au Canada quant à la signification du terme « pauvreté ». Ce débat tient, du moins en partie, au fait qu'il n'existe aucun consensus quant au choix des facteurs d'échelle à appliquer pour rendre les distributions du revenu

1. Voir aussi, par exemple, Lee (2000) et le Conseil national du bien-être social (2004); on trouve aussi des comparaisons fondées sur des mesures autres que le taux de faible revenu ou l'écart de faible revenu dans, par exemple, Osberg et Xu, 1999, qui comparent la pauvreté entre les provinces au Canada au moyen de l'indice de Sen de l'intensité de la pauvreté.

2. Voir, par exemple, Atkinson (1987), Foster et Shorrocks (1988), Jenkins et Lambert (1997) et Zheng (2000). Les questions statistiques concernant la dominance stochastique sont abordées, par exemple, dans Bishop, Formby et Smith (1991), Bishop, Formby et Thistle (1992) et dans Kaur, Prakasa Rao et Singh (1994) et Anderson (1996) pour une discussion des tests des ordonnées des courbes, et dans Davidson et Duclos (2000) pour le calcul de la distribution limite des ordonnées estimées. Des études empiriques s'appuyant sur la méthode de la dominance stochastique sont décrites, par exemple, dans Madden et Smith (2000), Sahn (2001) et Anderson (2003). Parmi les études canadiennes qui utilisent une méthode similaire pour produire des comparaisons régionales robustes figurent celle de Xu et Osberg, 1998, qui ont élaboré une procédure de test de dominance de la privation et l'ont appliquée à quatre régions au Canada.

comparables pour l'analyse de la pauvreté. Ces facteurs d'échelle comprennent un indice des prix qui tient compte de l'inflation, un indice spatial des prix pour tenir compte des différences du coût de la vie et une échelle d'équivalence qui tient compte de la composition du ménage. Les seuils de faible revenu établis par Statistique Canada sont souvent critiqués, leurs détracteurs estimant qu'ils ne fournissent pas d'indice satisfaisant du coût de la vie selon la région. Les décideurs et les chercheurs ont proposé d'utiliser d'autres mesures pour compléter les SFR, dont la mesure du faible revenu (MFR), qui met l'accent sur un concept relatif, et la mesure fondée sur un panier de consommation (MPC), qui vise à tenir compte des différences de prix des biens de première nécessité pour 48 centres urbains et tailles de collectivité dans les 10 provinces[3]. Les statistiques sur le faible revenu (p. ex. les taux de faible revenu ou les écarts de faible revenu) différeront forcément en fonction des facteurs d'échelle sous-jacents choisis. Toutefois, la question qui importe est de connaître l'ordre de grandeur des différences. Pour répondre à cette question, nous procédons à des tests de dominance stochastique en nous fondant sur diverses hypothèses pour définir le revenu ou le faible revenu. Ces hypothèses concernent le choix des indices de prix spatiaux, des échelles d'équivalence et d'un concept absolu ou relatif de faible revenu. Nous recourrons à des inférences statistiques concernant la dominance stochastique pour tenir compte des variations d'échantillonnage.

La section 2 décrit brièvement les mesures de faible revenu utilisées et l'approche par la dominance stochastique. La section 3 comporte la description des données et la définition du revenu. La section 4 offre un exemple empirique de l'application de tests de dominance stochastique à des données réelles provenant de deux provinces, Terre-Neuve-et-Labrador et l'Ontario. La section 5 présente une discussion des résultats pour toutes les provinces et la section 6, un résumé des conclusions.

## 2 Mesures du faible revenu et dominance stochastique

La mesure du faible revenu de loin la plus utilisée est le taux de faible revenu, qui est simplement la proportion dénombrée de personnes qui, dans la population, vivent en état de faible revenu. Dans le présent document, nous incluons aussi dans l'analyse deux autres mesures, à savoir l'écart de faible revenu et le carré de l'écart de faible revenu. Ces trois mesures appartiennent à la classe des indices de pauvreté de Foster-Greer-Thorbecke (voir Foster, Greer et Thorbecke, 1984). De manière générale, ces mesures peuvent s'écrire sous la forme

$$P_\alpha = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(\frac{g_i}{z})^\alpha \,, (\alpha \geq 0)$$

$$g_i = \max(z - y_i, 0)$$

3. La mesure du faible revenu est un pourcentage fixé (50 %) du revenu médian corrigé en fonction des besoins. La mesure fondée sur un panier de consommation, par ailleurs, correspond au coût estimé d'un panier particulier de biens et services englobant les aliments, les vêtements et les chaussures, le logement et le transport, les coûts étant calculés pour 29 tailles de collectivité dans les 10 provinces, ainsi que pour 19 centres urbains particuliers. Pour plus de précisions, voir Développement des ressources humaines Canada (2003).

où $y_i$ est la valeur du revenu par équivalent-adulte pour la $i^e$ personne et $N$ représente le total de population. Alors, $g_i$ est le déficit de revenu, c'est-à-dire l'écart entre le revenu individuel et le seuil de faible revenu, de l'individu $i$ pour une courbe de faible revenu $z$ et $\alpha$ est une mesure de la sensibilité de l'indice au déficit de revenu proprement dit. Foster, Greer et Thorbecke (1984) interprètent ce paramètre $\alpha$ comme un indicateur d'« aversion à la pauvreté », parce qu'il accorde de plus en plus d'importance aux plus pauvres des pauvres à mesure que sa valeur augmente. Quand $\alpha$=0, $P_0$ est simplement le taux de faible revenu; quand $\alpha$=1, $P_1$ est l'indice de l'écart de pauvreté ou de faible revenu, défini comme étant la distance moyenne sous la courbe de faible revenu, où la moyenne est calculée sur l'ensemble de la population, en considérant que l'écart de faible revenu est nul pour les non-pauvres; quand $\alpha$=2, $P_2$ (le carré de l'écart de faible revenu) est appelé indice de gravité de la pauvreté ou du faible revenu, parce qu'il est sensible aux inégalités entre les pauvres. En principe, $P$ peut être calculé pour tout ordre souhaité, mais l'interprétation devient plus difficile pour les grandes valeurs de $\alpha$. Par conséquent, nous limitons la discussion aux trois premières mesures dans le présent document.

Il convient de souligner qu'il est intéressant de considérer les mesures de l'écart de faible revenu ($P_1$) et du carré de l'écart de faible revenu ($P_2$) en plus de l'indice du taux de faible revenu utilisé habituellement ($P_0$), car ce dernier n'est ni monotone ni sensible à la distribution. Par exemple, un petit transfert de revenu d'une personne riche à une personne très pauvre pourrait ne pas modifier le taux de faible revenu, alors que cette amélioration du bien-être se traduit par une réduction des mesures de $P_1$ et de $P_2$. En outre, un transfert de revenu d'une personne pauvre à une personne plus pauvre pourrait ne pas altérer les valeurs de $P_0$ et $P_1$, alors qu'il affaiblit l'inégalité entre les pauvres et est reflété par une réduction de la mesure de $P_2$[4]. Les politiques relatives à la réduction du faible revenu pourront être mieux ciblées, qu'il s'agisse de réduire le taux de pauvreté ou l'indice de gravité de la pauvreté, si les résultats des trois mesures sont bien compris.

## Dominance stochastique et inférence statistique

Afin de faire une comparaison robuste du faible revenu pour deux distributions de revenu, il est important de vérifier que le faible revenu dans l'une des distributions domine toujours le faible revenu dans l'autre, quel que soit le faible revenu utilisé. Cette exigence peut être satisfaite en s'appuyant sur la méthode de dominance stochastique, qui est fondée sur les comparaisons des fonctions de répartition cumultatives. Considérons deux distributions de revenu dont les fonctions de répartition cumulatives sont $F_A$ et $F_B$, respectivement. Soit

$D^1(x) = F(x)$, et

$D^s(x) = \int_0 D^{(s-1)}(y)dy$ pour tout entier $s \geq 2$.

Nous disons que la distribution $B$ domine stochastiquement la distribution $A$ à l'ordre $s$ si $D^s_A(x) \geq D^s_B(x)$ pour tous les seuils de faible revenu sur le domaine d'intérêt. Le graphe de

4. Autrement dit, les mesures de FGT satisfont l'axiome de monotonie de Sen (1976) pour $\alpha$>0 et l'axiome des transferts pour $\alpha$>1.

$D^1(x)$ est souvent appelé *courbe d'incidence du faible revenu*, parce qu'il est tracé en portant le taux de faible revenu sur l'axe vertical et le seuil de faible revenu sur l'axe horizontal, ce qui permet au seuil de faible revenu de varier d'une valeur nulle à un seuil de revenu maximal $z_{max}$ sélectionné arbitrairement. Le graphe de $D^2(x)$ est habituellement considéré comme la *courbe de déficit du revenu par rapport au seuil de faible revenu* et $D^3(x)$, comme la *courbe de gravité du faible revenu*.

Puisque les deux courbes de densité peuvent être très proches l'une de l'autre, il est nécessaire de déterminer si leur écart est statistiquement significatif. Diverses hypothèses susceptibles d'être utilisées dans une procédure de test de la dominance stochastique ont été proposées[5]. Dans le présent document, nous employons une hypothèse nulle de non-dominance de $B$ sur $A$, $H_0 : D_B^s(x) - D_A^s(x) \geq 0$ pour tout $x$ sur un domaine d'intérêt. Si l'hypothèse nulle est rejetée, nous pouvons légitimement inférer la dominance de $B$ sur $A$. Nous pouvons montrer qu'une telle hypothèse est asymptotiquement bornée par le niveau nominal d'un test fondé sur la loi normale standard. Le test s'appuie sur l'approche de la statistique $t$ minimale proposée par Kaur, Prakasa-Rao et Singh (1994) pour l'hypothèse nulle contre l'hypothèse alternative de dominance. Comme ces auteurs, nous calculons la statistique $t$ pour chaque valeur de $x$ observée dans l'échantillon. Nous rejetons l'hypothèse nulle de non-dominance et acceptons l'hypothèse alternative de dominance si la valeur de la statistique $t$ minimale est significative au seuil de signification de 5 %. Cette méthode est souvent interprétée comme un test d'intersection-union, parce que la dominance de $B$ sur $A$ ne peut avoir lieu que si la statistique $t$ pour la différence dans toute paire ordonnée est significative[6].

En réalité, il arrive souvent que deux distributions des revenus se recoupent dans l'intervalle d'intérêt (comme dans la figure 2)[7]. Le cas échéant, nous observons deux intervalles fermés et obtenons deux statistiques $t$ minimales de signe opposé. Si les statistiques $t$ minimales sont toutes deux significatives à un certain seuil de signification, nous concluons à la dominance de $B$ sur $A$ entre $[z^B_{min}, z^B_{max}]$ ainsi qu'à la dominance de $A$ sur $B$ entre $[z^A_{min}, z^A_{max}]$. Par conséquent, la relation de dominance sur le domaine complet est incertaine ou indéterminée. Si cette situation se produit, nous pouvons résoudre le problème en recherchant un ordre plus élevé de dominance stochastique, axé sur une mesure qui accorde plus de poids aux personnes plus pauvres, pour essayer d'arriver à une conclusion catégorique. Dans le cas d'une dominance du deuxième ordre, il s'agit de comparer les courbes de déficit du revenu par rapport au seuil de faible revenu, qui peuvent être tracées en calculant l'aire sous la courbe de la fonction de répartition (courbe d'incidence du faible revenu) et en représentant graphiquement sa valeur en fonction du seuil de faible revenu. De même, nous pouvons employer la dominance du troisième ordre en comparant les courbes de gravité du faible revenu (l'aire sous la courbe du déficit du revenu par rapport au seuil de faible revenu). Si nous n'arrivons pas à rejeter l'hypothèse nulle de non-dominance jusqu'aux conditions de troisième ordre, nous déclarons que les deux distributions du revenu ne sont pas comparables.

---

5. Voir Davidson et Duclos (2000, 2006) pour une discussion plus approfondie des divers tests d'hypothèse.

6. Il s'agit du contraire d'un test d'union-intersection (Bishop, Formby et Smith, 1991, par exemple), où la dominance de $B$ sur $A$ peut être déclarée s'il existe au moins une valeur de $x$ telle que $D_A^s(x) - D_B^s(x)$ est rejeté.

7. Autrement dit, nous avons une statistique $t$ positive ainsi qu'une statistique $t$ négative au seuil de signification.

Dans de nombreux cas, surtout dans la discussion de la théorie économique du bien-être, l'examen de la dominance de la pauvreté est souvent limité à un intervalle défini arbitrairement, $[z_{min}, z_{max}]$, comme le propose Atkinson (1987). À la figure 2, par exemple, la dominance stochastique du premier ordre de $A$ par $B$ n'est pas constatée sur l'étendue complète de la distribution du revenu, alors qu'elle pourrait être obtenue sur le domaine restreint $[z^B_{min}, z^B_{max}]$. Par conséquent, les comparaisons font référence uniquement à un classement « partiel » plutôt que complet des distributions. Davidson et Duclos (2006) exposent aussi certaines raisons logiques de ne tester que la dominance restreinte et insistent sur le fait que cette approche éviterait de faire des comparaisons sur des domaines pour lesquels on ne possède pas assez d'information.

En fait, il serait peut-être plus informatif d'estimer les seuils pour les relations de dominance (ou de dominance restreinte) entre régions. Ici, puisque les statistiques de test sont calculées pour chaque valeur de $x$ sur le domaine d'intérêt, il est possible de trouver des estimations des bornes inférieure/supérieure entre lesquelles une distribution domine stochastiquement l'autre. Pour cela, nous devons commencer par choisir une gamme de seuils de faible revenu auxquels les statistiques de test sont calculées. Puis, nous utilisons la statistique $t$ minimale pour tester l'hypothèse nulle de non-dominance au seuil de signification de 5 %. S'il n'existe une dominance de $B$ sur $A$ que pour l'intervalle d'intérêt, nous déclarons la dominance et publions les estimations des bornes inférieure/supérieure entre lesquelles la distribution $B$ se classe au-dessus de $A$. Toutefois, si nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle, parce que le minimum $t$ n'est pas significatif ou qu'il existe un cas inverse (dominance de $A$ sur $B$) à un autre intervalle dans l'intervalle d'intérêt, nous déclarons qu'il n'y a pas de dominance et recherchons des tests d'ordre plus élevé.

Dans le présent document, les statistiques de test sont calculées principalement pour deux intervalles d'intérêt distincts sur la partie inférieure de la distribution du revenu, à savoir le domaine complet (0+ $, 20 000 $) et le domaine restreint (5 000 $, 20 000 $). Dans l'un et l'autre cas, nous choisissons arbitrairement un seuil de faible revenu possible maximal $z_{max}$ = 20 000 $ de revenu équivalent (voir la définition plus bas), tandis que nous fixons la limite inférieure à 5 000 $ de revenu équivalent pour le modèle restreint.

## 3 Données et définitions du revenu et des seuils de faible revenu

Les données proviennent de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR 2000). L'échantillon comprend tous les participants à l'enquête et la famille est définie comme étant la famille économique. En 2000, l'effectif total de l'échantillon était de 76 846 personnes, l'Ontario représentant le sous-échantillon le plus grand (n=23 130) et l'Île-du-Prince-Édouard, le plus petit (n=2 225). Le revenu s'entend du revenu total de la famille économique après transferts gouvernementaux et après impôts. Afin de pouvoir comparer les distributions du revenu au niveau régional en termes réels, le revenu est corrigé pour tenir compte des besoins familiaux (à l'aide d'une échelle d'équivalence) ainsi que des variations spatiales des prix (à l'aide d'un ensemble d'indices du coût de la vie). Le revenu ainsi corrigé est appelé revenu équivalent. Pour le modèle correspondant au cas de référence, les corrections sont faites au moyen des facteurs

d'échelle utilisés pour le calcul des seuils de faible revenu[8]. Utiliser le revenu équivalent revient à dire que les 35 seuils de faible revenu (SRF) sont normalisés en un seul seuil, où le cas de base est fixé à une personne seule vivant dans une région métropolitaine de 500 000 habitants ou plus.

Bien que les comparaisons des profils de faible revenu soient faites conditionnellement au choix a priori des facteurs d'échelle utilisés pour calculer le revenu équivalent, il n'existe aucun consensus quant à ce choix. Il est fréquemment soutenu que l'indice du coût de la vie utilisé pour établir les SFR n'est pas satisfaisant, parce qu'il ne fait pas la distinction entre les prix que pour cinq tailles de collectivité, sans tenir compte des différences interprovinciales, ni intervilles des prix. En outre, le SFR comprend, pour l'ajustement en fonction de la composition familiale, l'application d'une échelle d'équivalence unique peu utilisée dans la littérature. Il est fort possible que des changements touchant ce genre de facteurs sous-jacents modifient la forme des distributions du revenu et, par conséquent, altèrent les résultats de dominance.

Afin de déterminer si les relations de dominance sont robustes à divers facteurs d'échelle choisis, nous évaluons également les tests de dominance séparément en utilisant pour calculer le revenu équivalent deux autres échelles d'équivalence, à savoir la racine carrée de la taille de la famille et l'échelle modifiée de l'OCDE[9], dont l'usage est très répandu dans la littérature, ainsi qu'un autre indice du coût de la vie qui a été élaboré récemment pour le calcul de la mesure fondée sur le panier de consommation (MPC)[10]. Il convient de souligner que la MPC est une mesure du faible revenu financée par les administrations fédérale, provinciales et territoriales qui consiste à calculer les coûts associés à une norme de consommation pour un niveau de détail correspondant à 48 régions du Canada, qui englobent 29 régions rurales/urbaines réparties entre les provinces et 19 centres urbains particuliers[11]. Bien que la MPC ne soit pas conçue pour mesurer des différences de prix en général, ces coûts des paniers de consommation au niveau régional représentent néanmoins une bonne approximation des différences spatiales de prix.

De surcroît, particulièrement dans les comparaisons au cours du temps ou entre pays ou régions, il est souvent préférable de considérer le faible revenu en termes relatifs, car le seuil de faible revenu est défini comme étant une proportion donnée du revenu médian ou moyen, indépendamment de la période ou de la région. Autrement dit, cela permet d'utiliser des seuils de

8. Autrement dit, l'échelle d'équivalence pour le calcul du seuil de faible revenu est égale à 1 pour les personnes qui vivent seules, 1,217 pour les familles de 2; 1,516 pour les familles de 3; 1,891 pour les familles de 4; 2,153 pour les familles de 5; 2,388 pour les familles de 6; et 2,623 pour les familles de 7 et plus. Le facteur d'échelle utilisé dans le calcul du SFR pour ajuster les prix à leur équivalent dans les grandes villes (population de 500 000 et plus) et 1,529 pour les personnes vivant en région rurale, 1,336 pour celles vivant dans les zones urbaines de moins de 30 000 habitants, 1,197 pour les zones urbaines de 30 000 à 99 999 habitants et 1,182 pour les zones urbaines de 100 000 à 499 000 habitants.

9. L'échelle modifiée de l'OCDE attribue une valeur de 1 au premier membre du ménage, de 0,5 à chaque membre adulte additionnel, et de 0,3 à chaque enfant.

10. Un autre indice des prix pouvant être utilisé pour les comparaisons entre régions est l'indice des prix à la consommation (IPC), qui mesure les variations de prix par comparaison, au fil du temps, du coût d'un panier fixé de biens et de services. L'IPC est calculé pour les 10 provinces, ainsi que pour 16 centres urbains.

11. Voir Développement des ressources humaines Canada (2003) pour plus de précisions.

revenu différents ($z_A$, $z_B$) pour diverses distributions du revenu[12]. Ainsi, en définissant le seuil de faible revenu comme une proportion du revenu provincial médian, nous supposons que la collectivité de référence appropriée se situe au niveau provincial et non au niveau national. Il convient de souligner qu'il ne s'agit pas d'un problème d'adéquation de l'ajustement du coût de la vie. Bien que les variations « du niveau de vie ou de la consommation » d'une région à l'autre puissent être dues à des différences de prix relatifs, elles peuvent aussi résulter de différences de goûts ou de disponibilité de ressources particulières. Le choix entre l'utilisation de seuils relatifs ou absolus requiert donc un jugement de valeur. Dans le présent document, nous ne nous prononçons pas quant à l'option la plus appropriée, mais il nous semble intéressant de voir si les classements des profils de faible revenu sont sensibles au choix de seuils de faible revenu relatifs plutôt qu'absolus.

Enfin, les résultats des analyses présentées ici sont pondérés par les poids transversaux de l'EDTR, ce qui non seulement corrige de la non-réponse, mais apporte aussi les corrections appropriées pour tenir compte du plan de sondage complexe, afin de s'assurer que les estimations des caractéristiques pertinentes de la population concordent avec les totaux de population provenant d'autres sources que l'enquête.

# 4 Un exemple : Terre-Neuve-et-Labrador et l'Ontario

Avant de présenter les résultats globaux, nous illustrons à la présente section une comparaison du faible revenu dans deux provinces, Terre-Neuve-et-Labrador et l'Ontario, en utilisant la méthode décrite plus haut. Les comparaisons pour d'autres paires de provinces sont examinées de la même façon. À la figure 3, nous traçons les deux fonctions de répartition pour Terre-Neuve-et-Labrador et l'Ontario, respectivement, où le revenu est corrigé pour tenir compte des besoins et des prix régionaux. Nous pouvons obtenir les taux de faible revenu selon le seuil de faible revenu (SRF) en traçant un SFR standardisé (15 352 $) sur l'axe des $x$. Les valeurs correspondantes de $y$ confirment l'information de la figure 1, c'est-à-dire que le taux de faible revenu est égal à 13,2 % à Terre-Neuve-et-Labrador et à 10,8 % en Ontario. Toutefois, fait plus important, la figure 3 révèle immédiatement l'inconvénient du SFR, parce que la réponse à la question « Où le niveau de faible revenu est-il le plus élevé? » dépend de manière cruciale de l'endroit où est tracé le seuil de faible revenu. En effet, dans cette comparaison, le classement par rang peut aboutir à un résultat entièrement opposé si l'on fixe le seuil de faible revenu à une valeur inférieure à 10 000 $ de revenu équivalent.

## Tests de dominance stochastique sur le domaine complet de la distribution du faible revenu

La tâche consiste donc ici à faire des inférences statistiques afin de vérifier si la prévalence du faible revenu diffère significativement entre deux régions. Les tests de dominance stochastique

12. L'utilisation de seuils de faible revenu relatifs pourrait compliquer davantage la méthode de test, car le calcul des variances d'échantillonnage pour les estimations des mesures relatives de la pauvreté comporte alors une composante stochastique du seuil de pauvreté qui doit être estimée d'après les échantillons à la même période (voir Preston [1995] et Zheng [2001] pour une discussion détaillée de l'inférence dans le cas de mesures de la pauvreté lorsqu'on utilise des mesures de pauvreté relatives). Dans le présent document, pour simplifier, nous omettons de tenir compte des variations d'échantillonnage des seuils de faible revenu estimés.

sont d'abord effectués en couvrant entièrement la queue inférieure de la distribution du revenu (c.-à-d. pour toutes les valeurs possibles de seuil de faible revenu comprises entre 0+ $ et 20 000 $). Il convient de souligner que les statistiques de test sont calculées à chaque valeur de $x$ observée dans l'échantillon. À titre d'exemple, au tableau 1, nous représentons uniquement une grille de 20 seuils de faible revenu, qui s'étendent de 1 000 $ à 20 000 $ à intervalle de 1 000 $. Nous donnons les taux de faible revenu estimés et leurs erreurs-types asymptotiques pour les deux provinces, ainsi que la statistique $t$ de la différence $\hat{D}_A^1(x) - \hat{D}_B^1$ pour chacun de ces 20 points[13]. Au seuil de signification de 5 %, le tableau 1 indique que Terre-Neuve-et-Labrador possède un taux de faible revenu plus faible que l'Ontario pour toutes les valeurs de $x$ inférieures à 8 000 $ (la borne estimée est 8 416 $), tandis que l'Ontario domine Terre-Neuve-et-Labrador pour les seuils de faible revenu supérieurs à 13 000 $ (la borne estimée est 12 366 $)[14]. Puisque les deux distributions se coupent dans l'intervalle d'intérêt et que les statistiques $t$ minimales indiquent que chaque province domine l'autre sur certains domaines de $x$ au seuil de signification choisi, il est impossible de conclure à la dominance stochastique du premier ordre.

Comme nous ne pouvons pas tirer de conclusion catégorique pour un test du premier ordre, nous procédons à un test de dominance du deuxième ordre qui est axé sur la mesure de l'écart de faible revenu. La figure 4 présente des courbes de déficit du revenu par rapport au seuil de faible revenu dans lesquelles, pour tout seuil de faible revenu donné $x$, la valeur $y$ représente l'écart de faible revenu proportionnel moyen (défini par le pourcentage de $x$). C'est donc dire qu'un point ($y$, $x$)=(0,06, 20 000) dans une courbe de déficit indique que la distance moyenne sous la courbe de faible revenu est de 1 200 $ (20 000*,06) pour la population, si le seuil de faible revenu est établi à 20 000 $. Comme les courbes d'incidence, les deux courbes de déficit se recoupent à $x$ autour de 15 000 $. La statistique de test fondée sur le ratio $t$ minimal au seuil de signification de 5 % montre une dominance du deuxième ordre de Terre-Neuve-et-Labrador sur l'Ontario pour les valeurs de $x$ inférieures à 11 424 $, mais une dominance de l'Ontario sur Terre-Neuve-et-Labrador pour $x \geq 18\,470$ $. Par conséquent, la dominance du deuxième ordre n'est pas réalisée.

Pour procéder à un test de dominance du troisième ordre, nous traçons les courbes de gravité du faible revenu à la figure 5, où la valeur $y$ correspond à l'écart de faible revenu proportionnel moyen au carré. Cette mesure tient compte de l'inégalité entre les personnes pauvres, grâce à l'attribution de poids inégaux à la population pauvre, les poids correspondant aux écarts de faible revenu proportionnels proprement dits. En élevant au carré l'écart, la comparaison du faible revenu entre ces deux provinces devient plus claire, la courbe de Terre-Neuve-et-Labrador se situant maintenant en dessous de celle de l'Ontario pour toutes les valeurs de $x \leq$ à 14 684 $, au seuil de 5 %, sans renversement pour toutes les autres valeurs de $x \leq = 20\,000$ $. Cela n'est pas surprenant, étant donné que cette mesure donne plus de poids aux plus pauvres des pauvres, l'Ontario semblant compter une proportion plus élevé de personnes pauvres au bas de la distribution. Par conséquent, nous concluons que Terre-Neuve-et-Labrador a une plus faible

13. En général, dans le cas des données non pondérées, on peut utiliser Kakwani, 1993, pour calculer les erreurs-types asymptotiques pour les mesures de la pauvreté de FGT. Toutefois, l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu comporte un plan complexe; le présent document se sert donc de Duclos et Araar, 2006, chapitre 16, en raison du plan d'échantillonnage de l'enquête.

14. Les estimations bootstrap des erreurs-types (non présentées) pour les bornes inférieure/supérieure sont calculées en se fondant sur 50 répliques de l'échantillon original tirées avec remise.

prévalence du faible revenu que l'Ontario, du fait de la dominance du troisième ordre de Terre-Neuve-et-Labrador sur l'Ontario sur le domaine (0 $+, 14 684 $).

L'exercice révèle aussi la sensibilité des mesures de faible revenu utilisées. En fait, il montre qu'il est impossible d'obtenir un classement des mesures de la pauvreté (voir Zheng 2000) quand on utilise le SFR. Autrement dit, sous le SFR, l'Ontario est considérée comme ayant une plus faible prévalence du faible revenu que Terre-Neuve-et-Labrador si l'on s'en tient au taux de faible revenu au seuil de 5 %; ensuite, le classement devient plus ambigu pour la mesure de l'écart de faible revenu et est inversé dans le cas de la mesure du carré de l'écart de faible revenu.

## Tests de dominance stochastique sur un domaine restreint

Notons que les relations de dominance susmentionnées pourraient ne pas tenir si l'intervalle d'intérêt est redéfini sur un domaine restreint $[z_{min}, z_{max}]$, plutôt que sur l'étendue complète de la queue inférieure de la distribution du revenu $[0, z_{max}]$. Rappelons que les deux distributions se coupent autour de 10 000 $. Au seuil de signification de 5 %, Terre-Neuve-et-Labrador domine l'Ontario pour les valeurs de $x$ inférieures à 8 416 $ et l'Ontario domine Terre-Neuve-et-Labrador pour les valeurs de $x$ supérieures à 12 366 $. Cela signifie que nous pouvons effectivement aboutir à la conclusion fort différente de la dominance du premier ordre de l'Ontario sur Terre-Neuve-et-Labrador pour tout $x \geq 12\,366$ $, si la borne inférieure d'intérêt est fixée au-delà de 8 416 $.

Ici, le défi consiste à choisir une borne inférieure raisonnable où les statistiques de test doivent être calculées. Dans le présent document, nous considérons un choix arbitraire de 5 000 $. Même si cette valeur n'a pas vraiment de sens comme « seuil de pauvreté correspondant au minimum nécessaire à la survie », nous le choisissons parce que la valeur est suffisamment faible pour rendre nos comparaisons plus robustes, mais suffisamment grande pour éviter les problèmes d'observations faibles et d'erreurs de mesure qui dominent habituellement dans la queue inférieure de la distribution. Étant donné le domaine d'intérêt restreint, le résultat du test (la statistique $t$ minimale au seuil de signification de 5 %) mène encore à la conclusion que Terre-Neuve-et-Labrador domine stochastiquement l'Ontario dans les conditions de troisième ordre sur l'intervalle (5 000 $, 14 684 $) avec une borne inférieure déclarée censurée à 5 000 $.

L'exemple simple qui précède démontre que les classements par rang des taux de faible revenu fondés sur les indicateurs de seuil de faible revenu utilisés couramment ne sont pas robustes, parce que ce genre de comparaison ne classe les taux de faible revenu que pour un seul seuil de faible revenu et qu'un résultat contradictoire pourrait être obtenu en choisissant des seuils de faible revenu différents. Cet exemple qui s'appuie sur l'approche par dominance stochastique montre que les deux distributions du revenu peuvent être classées en utilisant une grande gamme de seuils de faible revenu possibles. Nous montrons aussi que le classement des distributions peut être altéré si l'on émet l'hypothèse de différents domaines d'intérêt. En fait, puisque les statistiques $t$ sont calculées à chaque point de l'échantillon, nous pouvons obtenir les bornes inférieure/supérieure pour la dominance à un certain seuil de signification en utilisant l'approche de la statistique $t$ minimale. Celle-ci nous permet de poursuivre les vérifications jusqu'à ce que nous atteignions les valeurs minimales/maximales de seuils de faible revenu jusqu'auxquelles nous pouvons aller afin de classer les taux de faible revenu dans les deux provinces.

## Le choix de l'indice du coût de la vie importe-t-il?

Aux figures 6 à 8, nous répétons le même exercice que précédemment, mais en utilisant l'indice du coût de la vie basé sur la mesure fondée sur la panier de consommation (MPC) comme facteurs d'échelle pour calculer le revenu équivalent[15]. Nous continuons d'utiliser l'échelle d'équivalence du SFR pour l'ajustement en fonction de la composition de la famille. Contrairement aux constatations antérieures, la relation de dominance ne peut pas être établie entre Terre-Neuve-et-Labrador et l'Ontario lorsque l'intervalle d'intérêt couvre toutes les valeurs possibles comprises entre 0 et 20 000 $. Il est évident, lorsqu'on examine les graphiques, que les deux courbes de densité se recoupent pour toutes les conditions du premier, du deuxième et du troisième ordres et que chaque province domine l'autre en ce qui a trait aux faibles revenus à différents intervalles de la distribution. Par exemple, les courbes de gravité du faible revenu montrent une dominance du troisième ordre de l'Ontario sur Terre-Neuve-et-Labrador pour les seuils de faible revenu supérieurs à 14 358 $ au seuil de signification de 5 %, mais aussi un résultat entièrement opposé pour les seuils de faible revenu inférieurs à 9 091 $. Il s'avère donc que les classements selon le faible revenu sont sensibles au choix des facteurs d'échelle liés au coût de la vie. Toutefois, il convient de souligner que les deux courbes d'incidence du faible revenu se coupent à une valeur nettement plus faible de $x$ quand on utilise l'indice du coût de la vie fondé sur la MPC. En effet, nous n'observons pas d'effet de renversement au seuil de signification de 5 % jusqu'à $x \leq 6\,000$ $. Par conséquent, nous pourrions obtenir une dominance du premier ordre restreinte de l'Ontario sur Terre-Neuve-et-Labrador pour les seuils de faible revenu compris entre 8 430 $ et 20 000 $, si l'intervalle d'intérêt est fixé à une valeur supérieure à 6 000 $.

## Le choix de l'échelle d'équivalence importe-t-il?

Un argument comparable concernant la robustesse peut s'appliquer au choix de l'échelle d'équivalence. Pour examiner la situation, nous recalculons le revenu équivalent en utilisant deux autres échelles d'équivalence, qui sont la « racine carrée de la taille de la famille » et l'« échelle modifiée de l'OCDE »[16]. Au seuil de signification de 5 %, les résultats (non présentés) ressemblent beaucoup à ceux du cas de référence. Ils mènent à la conclusion d'une dominance du troisième ordre de Terre-Neuve-et-Labrador sur l'Ontario si les statistiques de test sont calculées sur le domaine complet. Pour la dominance restreinte, les résultats mènent à la conclusion d'une dominance du premier ordre de l'Ontario sur Terre-Neuve-et-Labrador pour les seuils de faible revenu supérieurs à 10 471 $ (comparativement à 12 366 $ pour le modèle du cas de base). Les classements selon la prévalence du faible revenu paraissent donc généralement moins sensibles, du moins dans le présent exemple, au choix des échelles d'équivalence.

15. Autrement dit, nous commençons par choisir arbitrairement une région de référence (c.-à-d. Toronto dans le présent exemple), puis nous pouvons obtenir les facteurs d'échelle basés sur l'indice du coût de la vie en calculant le ratio du coût du panier pour Toronto au coût du panier pour la région comparée. Par conséquent, les revenus équivalents sont corrigés sur une base d'équivalence avec « Toronto ».

16. Le revenu continue d'être corrigé des variations spatiales des prix à l'aide de l'indice du coût de la vie fondé sur le seuil de faible revenu.

### Concept relatif de faible revenu

Comment le passage d'un concept absolu à un concept relatif de faible revenu affecte-t-il les classements des profils de faible revenu? Pour répondre à cette question, nous normalisons le revenu équivalent pour chaque individu en le divisant par le revenu provincial médian pertinent. Nous continuons de corriger le revenu en fonction des besoins et des différences de prix en utilisant les facteurs fondés sur le SFR. Le seuil de faible revenu maximal possible est fixé à 70 % du revenu provincial médian. Pour un cas restreint, nous calculons les statistiques de test pour une gamme de seuils de faible revenu allant de 15 % à 70 % du revenu médian estimé, ces valeurs étant considérées comme des bornes inférieure et supérieure raisonnables pour les seuils de faible revenu. La figure 9 révèle que les courbes des deux fonctions de répartition ont une allure assez semblable, sauf à la partie inférieure de la distribution. Selon les valeurs de la statistique $t$ maximale présentées au tableau 4, Terre-Neuve-et-Labrador exerce une dominance du premier ordre sur l'Ontario pour les seuils de faible revenu inférieurs à 34,2 % du revenu médian pertinent. Il n'est pas nécessaire que nous recherchions des conditions d'ordre plus élevé, parce qu'aucun résultat inverse n'est découvert dans l'intervalle d'intérêt au seuil de signification choisi.

Comparativement aux résultats pour le cas de base, le présent exercice illustre la sensibilité au choix d'un concept absolu ou relatif de seuils de faible revenu. Dans le deuxième cas, l'Ontario ne domine jamais stochastiquement Terre-Neuve-et-Labrador pour aucune gamme de seuils de faible revenu. Il convient aussi de souligner que les classements des profils de faible revenu d'après le concept relatif sont moins affectés par le choix de l'indice du coût de la vie (résultats non présentés), parce que les individus sont maintenant comparés à la norme (% de la médiane) dans la province de résidence. Donc, les différences de prix interprovinciales sont sans pertinence et seules les différences intraprovinciales importent.

## 5 Comparaison des taux régionaux de faible revenu au Canada

Le tableau 5 donne les estimations des taux de faible revenu (et des erreurs-types asymptotiques) pour les 10 provinces et pour certains seuils de faible revenu, qui varient de 4 000 $ à 20 000 $ de revenu équivalent. Les provinces sont classées de gauche à droite (du niveau le plus élevé de faible revenu au niveau le plus faible de faible revenu) selon leur taux de faible revenu[17]. Le tableau révèle que les classements selon le faible revenu sont sensibles au niveau du seuil de faible revenu. Les provinces de l'Ouest du Canada affichent effectivement des taux de faible revenu plus élevés pour les seuils de faible revenu inférieurs à 8 000 $. Si nous fixons les seuils à 10 000 $ ou plus, le classement selon le faible revenu change spectaculairement : le taux de faible revenu devient significativement plus élevé au Québec et à Terre-Neuve-et-Labrador, tandis que les classements du taux de faible revenu baissent en Saskatchewan, en Alberta et en Ontario.

17. Les classements pour les estimations du ratio de l'écart de faible revenu et du carré du ratio de l'écart de faible revenu sont présentés aux tableaux A1 et A2 en annexe, respectivement.

Les résultats concernant les relations de dominance pour les 10 provinces (45 paires en tout) sont présentés aux tableaux 6 à 11. Les statistiques de test sont calculées à chaque valeur de $x$ observée dans l'échantillon et l'approche du ratio $t$ minimal est utilisée pour le test de l'hypothèse nulle de non-dominance. Une valeur « 1 » dans la case indique une dominance du premier ordre de la colonne sur la ligne et les deux nombres entre parenthèses qui figurent en dessous indiquent les bornes inférieure/supérieure entre lesquelles la province de la colonne domine la province de la ligne en faible revenu dans l'intervalle entre les bornes, au seuil de signification de 5 %. De même, un « 2 » représente la dominance du deuxième ordre et un « 3 » illustre une dominance du troisième ordre. Si une relation de dominance ne peut pas être établie jusqu'aux conditions de troisième ordre, un « Z » est inscrit dans la case pour indiquer que le classement des deux provinces en fonction du faible revenu est impossible[18]. Les classements globaux selon le faible revenu sont obtenus par la simple méthode de comparaison par paire et les classements sont présentés en ordre croissant (1, 2, 3...) qui représente le passage du niveau le plus élevé au niveau le plus bas de faible revenu. En d'autres termes, pour toute paire donnée de provinces, celle dont le nombre de cas de dominance est le plus élevé est considérée comme ayant un niveau plus bas de faible revenu. S'il est impossible d'établir une comparaison tête à tête entre deux provinces et qu'elles possèdent le même nombre total de cas de dominance sur d'autres provinces, elles sont considérées comme étant à égalité dans le classement selon le faible revenu.

Au tableau 6, les statistiques de test sont calculées pour l'étendue complète de la partie inférieure de la distribution du revenu (c.-à-d. pour les seuils de faible revenu allant de 0+$ à 20 000 $). À titre de référence, nous présentons aussi dans le tableau le ratio fréquemment utilisé du taux de faible revenu au seuil de faible revenu. Dans l'ensemble, le tableau 6 montre qu'il est possible de déterminer un classement par ordre et que des bornes inférieure/supérieure peuvent être obtenues pour la dominance pour 41 des 45 comparaisons, jusqu'aux conditions du troisième ordre. En 2000, la Colombie-Britannique était la province dont le niveau de faible revenu était le plus élevé, car elle était dominée stochastiquement au premier ordre par toutes les autres provinces pour une grande gamme de seuils de faible revenu[19]. Viennent ensuite, par ordre, le Manitoba et le Québec, la Saskatchewan et l'Alberta, l'Ontario et les provinces de l'Atlantique, avec le Nouveau-Brunswick et l'Île-du-Prince-Édouard dominant toutes les autres provinces dans les conditions de premier ordre. Curieusement, ce classement ne concorde pas nécessairement avec les taux de faible revenu basés sur le seuil de faible revenu. Par exemple, le taux de faible revenu selon le seuil de faible revenu (SFR) est significativement plus élevé à Terre-Neuve-et-Labrador qu'en Ontario, en Alberta et en Saskatchewan, Terre-Neuve-et-Labrador dominant effectivement ces provinces en faible revenu à un ordre plus élevé. Cette situation tient au fait que

18. Il existe deux cases marquées d'un « Z ». Premièrement, nous n'arrivons pas à rejeter l'hypothèse nulle de non-dominance partout dans le domaine d'intérêt (autrement dit, les deux distributions coïncident). Deuxièmement, il existe au moins deux intervalles fermés dans le domaine d'intérêt et la statistique t minimale est significative dans les deux intervalles, mais son signe est différent (autrement dit, les deux distributions se coupent). En théorie, les résultats de dominance pourraient être obtenus dans des conditions d'ordre plus élevé (>3). Pour des raisons pratiques, nous nous limitons à l'exécution des tests jusqu'aux conditions de troisième ordre.

19. Soulignons que seul le Québec domine la Colombie-Britannique sur un intervalle relativement limité (0+ $, 8 641 $) au premier ordre. Cependant, l'intervalle de dominance s'étend à (0+ $, 17 884 $) dans les conditions de deuxième ordre.

Terre-Neuve-et-Labrador compte une proportion relativement faible de personnes « très pauvres » au sein de sa population à faible revenu comparativement à d'autres provinces.

Cette utilisation de l'information sur la distribution du revenu facilite le classement des deux provinces qui semblent ne pas pouvoir être distinguées statistiquement dans la comparaison selon le SFR. Par exemple, il est impossible de classer l'Ontario et la Saskatchewan en fonction des taux de faible revenu basés sur le SFR, parce qu'à ce point particulier, la différence n'est pas statistiquement significative. Toutefois, nous pourrions découvrir des différences régionales plus prononcées en explorant une plus grande gamme de seuils de faible revenu. En adoptant l'approche par dominance stochastique, nous pouvons conclure à une dominance stochastique du premier ordre de l'Ontario par rapport à la Saskatchewan sur le domaine restreint (17 651 $, 20 000+ $).

Bien que nous observions une dominance du premier ordre dans la plupart des cases du tableau 6, pour six comparaisons, nous devons déterminer les relations de dominance dans des conditions d'ordre plus élevé et, pour quatre cases, aucune conclusion catégorique ne peut être obtenue jusqu'aux conditions de troisième ordre. Ce résultat pourrait tenir au fait qu'il n'est pas possible de différencier les deux courbes ou que les deux courbes se coupent sur l'intervalle d'intérêt. Dans ce dernier cas, il se pourrait que la relation de dominance change si nous nous concentrons sur un domaine plus restreint, dont est exclu le point de recoupement. En effet, certains auteurs ont suggéré de s'intéresser à la dominance restreinte plutôt qu'à la dominance non restreinte, parce que des problèmes d'échantillonnage pourraient se poser dans les queues des distributions. En outre, dans une perspective de bien-être social, il serait peut-être bien fondé d'établir le revenu minimal considéré comme nécessaire pour qu'une personne fonctionne normalement dans une société donnée afin de satisfaire à certains principes éthiques (voir Davidson et Duclos, 2006, pour une discussion plus approfondie).

Par conséquent, nous introduisons une limite inférieure raisonnable (5 000 $) et calculons les statistiques de test sur le domaine restreint (5 000 $, 20 000 $) au tableau 7. Nous considérons ce tableau comme le « modèle de base ». Étonnamment, le classement n'a changé que légèrement comparativement au tableau 6. Seuls font exception le Québec et le Manitoba, dont le rang est inversé. Au tableau 6, le Manitoba était dominé au troisième ordre par le Québec, mais il domine maintenant le Québec au premier ordre sur le domaine (13 167 $, 14 629 $). Le renversement a eu lieu parce que le Manitoba compte un nombre relativement plus élevé de personnes démunies ayant un revenu inférieur à 5 000 $ et que ces personnes n'ont pas été prises en compte lorsque nous nous sommes concentrés sur le domaine restreint. Il est logique de penser que le classement selon le faible revenu pourrait être complètement différent à mesure que le domaine d'intérêt se rétrécit.

Au tableau 8, nous contraignons encore davantage la statistique de test en la calculant sur un intervalle encore plus restreint compris entre 10 000 $ et 20 000 $. Maintenant, Terre-Neuve-et-Labrador affiche un niveau encore plus élevé de faible revenu, son classement évoluant du septième rang dans le modèle de base au quatrième rang. Nous observons des inversions de rang entre Terre-Neuve-et-Labrador et trois autres provinces, à savoir la Saskatchewan, l'Alberta et l'Ontario, ce qui n'est pas étonnant, parce que, dans l'ensemble, Terre-Neuve-et-Labrador possède un nombre relativement plus élevé de personnes dans la partie inférieure de la distribution du revenu (mais un très petit nombre à la toute extrémité) que les trois provinces

susmentionnées. Les tests fondés sur un domaine plus restreint réduisent donc l'avantage comparatif de Terre-Neuve-et-Labrador qui se retrouve à un niveau plus élevé de faible revenu. En outre, deux comparaisons pour lesquelles il était impossible d'écarter l'hypothèse nulle de non-dominance dans le modèle de base, c'est-à-dire Nouvelle-Écosse/Terre-Neuve-et-Labrador et Ontario/Nouvelle-Écosse, révèlent maintenant des relations de dominance du premier ordre. Par conséquent, le classement global selon le faible revenu peut être effectué de manière plus précise.

Il convient de souligner que l'interprétation du classement selon le faible revenu doit se faire en tenant compte de l'intervalle de dominance qui est estimé dans les tableaux. Dans certains cas, comme la comparaison avec la Colombie-Britannique, la relation de dominance est très robuste pour une grande gamme de seuils de faible revenu. Dans d'autres, comme la comparaison Nouveau-Brunswick/Ontario, nous pouvons uniquement conclure que le Nouveau-Brunswick domine au premier ordre l'Ontario sur un domaine très restreint (14 606 $, 15 904 $). Si nous faisons la comparaison pour des seuils de faible revenu en dehors de l'intervalle, il est pour ainsi dire impossible de faire une distinction entre les deux provinces.

## Analyses de sensibilité

Soulignons que le débat de longue date sur la pauvreté comprend souvent des discussions concernant le choix de divers facteurs d'échelle pour définir le revenu équivalent, ainsi que celui de seuils de faible revenu absolus ou relatifs. Par conséquent, nous examinons dans cette dernière sous-section la robustesse des classements selon le faible revenu au choix de certaines hypothèses sous-jacentes, à savoir les échelles d'équivalence, les indices du coût de la vie et les seuils de faible revenu relatifs.

Le tableau 9 donne les résultats des tests de dominance pour lesquels le revenu équivalent est calculé en utilisant comme échelle d'équivalence la « racine carrée de la taille de la famille » au lieu de l'échelle du SFR. Afin de pouvoir attribuer le changement de rang au choix de l'échelle d'équivalence, nous continuons de corriger le revenu pour les différences de prix à l'aide de l'indice du coût de la vie utilisé pour le calcul des SFR. Comparativement aux résultats pour le modèle de base, le tableau 9 révèle que les classements selon le faible revenu sont virtuellement insensibles au choix de l'échelle d'équivalence. Le rang est demeuré exactement le même pour 44 des 45 comparaisons avec des changements mineurs sur les domaines de dominance. La seule différence est celle observée pour la comparaison Nouvelle-Écosse/Terre-Neuv-et-Labrador, où la relation de dominance ne peut pas être déterminée dans le modèle du cas de base, mais devient évidente maintenant que la Nouvelle-Écosse domine Terre-Neuve-et-Labrador au premier ordre pour les seuils de faible revenu compris dans l'intervalle (13 864 $, 18 871 $). Néanmoins, il est important de constater qu'aucun renversement de rang n'a eu lieu en fonction du choix des échelles d'équivalence[20].

Ensuite, nous examinons comment le choix de l'indice de prix spatial influe sur la répartition géographique du faible revenu. Cet exercice est d'autant plus pertinent qu'il n'existe aucun

20. Les résultats sont robustes même si nous utilisons l'autre échelle d'équivalence (c.-à-d. l'échelle modifiée de l'OCDE) (données non présentées). Les tests de dominance de la pauvreté fondés sur l'échelle de l'OCDE présentent une forte ressemblance avec ceux obtenus en utilisant la « racine carrée de la taille de la famille » comme échelle d'équivalence.

indice spatial du coût de la vie satisfaisant pour le Canada. Il a été bien démontré que l'utilisation d'indices différents pour tenir compte des écarts de prix spatiaux pourrait renverser les classements pour les mesures de la pauvreté (voir, par exemple, Ravallion et Bidani, 1994 et Jolliffe, 2004). Il en est également ainsi au Canada. Comparativement aux résultats pour le modèle de base, le tableau 10 révèle que les relations de dominance changent considérablement si l'on utilise un indice de prix basé sur la mesure fondée sur le panier de consommation (MPC).

Sauf pour la Colombie-Britannique, où le niveau de faible revenu demeure le plus élevé du pays pour une grande gamme de seuils de faible revenu, le classement par ordre des autres provinces est modifié. Dans l'ensemble, le niveau de faible revenu devient plus grave dans les provinces atlantiques, mais diminue dans les provinces des Prairies et en Ontario. Il est frappant de constater que le Québec, qui était classé au deuxième rang parmi les niveaux les plus élevés de faible revenu selon le modèle de base est maintenant devenu la province où le niveau de faible revenu est le plus bas. Par ailleurs, l'utilisation de l'indice de prix fondé sur la MPC accroît significativement le niveau de faible revenu à l'Île-du-Prince-Édouard, qui passe du niveau le plus bas de faible revenu au troisième rang parmi les niveaux provinciaux les plus élevés. En effet, nous observons un renversement complet du classement selon le faible revenu pour 21 des 45 comparaisons par paire, particulièrement celles reliant le Québec, l'Île-du-Prince-Édouard et le Manitoba. Par exemple, les résultats de huit des neuf comparaisons faisant intervenir le Québec ont été inversés.

Malgré les changements de rang, le classement global selon le revenu devient plus évident, parce que nous ne rejetons maintenant l'hypothèse nulle de non-dominance que pour deux paires, comparativement à quatre dans le modèle de base. Les quatre comparaisons (p. ex., Nouvelle-Écosse/Terre-Neuve-et-Labrador) pour lesquelles le classement par ordre n'a pu être déterminé au tableau 7 présentent maintenant des relations de dominance du premier ordre manifestes pour certains intervalles de seuils de faible revenu. Néanmoins, l'utilisation de l'indice de prix fondé sur la MPC modifie aussi la relation de dominance dans le cas de deux paires (c.-à-d. Nouvelle-Écosse/Île-du-Prince-Édouard et Saskatchewan/Terre-Neuve-et-Labrador) causant la non-comparabilité jusqu'aux conditions de troisième ordre.

Si nous comparons le tableau 7 au tableau 10, nous voyons que les relations de dominance ne demeurent les mêmes que pour 18 des 45 comparaisons (avec changement d'ordre pour une paire). Les tests de dominance sont robustes pour la Colombie-Britannique, quel que soit le choix de l'indice du coût de la vie. Toutefois, il est surprenant que le classement soit entièrement inversé pour 21 comparaisons. Il est également intéressant de noter que ces renversements ne sont pas observés uniformément dans les diverses provinces. Ils sont plutôt concentrés dans les comparaisons faisant intervenir le Québec, l'Île-du-Prince-Édouard, le Manitoba et l'Alberta. Les résultats reflètent les différences interprovinciales importantes de coûts des biens de première nécessité, information que masquent les indices du coût de la vie utilisés pour établir les SFR, alors que ces coûts du panier de consommation sont considérablement plus faibles dans certaines provinces, comme le Québec et le Manitoba. De cela découle naturellement la question de savoir comment les seuils de la MPC ont été calculés et comment il convient de les tenir à jour au cours du temps. Faut-il produire des indices pour un panier de consommation régional à un tel niveau de détail étant donné la facilité avec laquelle les individus peuvent déménager? La réponse à cette question dépasse toutefois le cadre de la présente étude.

Enfin, au tableau 11, nous examinons la dominance du faible revenu en utilisant des seuils de faible revenu relatifs. Dans le cas de comparaisons entre pays ou entre régions, il est souvent préférable de considérer le faible revenu sous un angle relatif. Certaines personnes peuvent avoir le sentiment d'être démunies ou exclues simplement parce qu'elles possèdent moins de ressources comparativement à une norme moyenne de la société dans laquelle elles vivent, sans que leur niveau de revenu/de consommation soit nécessairement inférieur à un seuil absolu de subsistance. Lorsqu'on adopte un concept de faible revenu relatif, les seuils de faible revenu peuvent varier en fonction de la distribution provinciale du revenu, ces seuils étant fixés à une proportion du revenu provincial médian.

Pour faire les comparaisons avec le modèle de base, nous calculons les statistiques de test à chaque valeur normalisée de $x$ pour un intervalle allant de 15 % à 70 % du revenu provincial médian[21]. Dans l'ensemble, le tableau 11 montre que la Colombie-Britannique se classe encore au premier rang en ce qui concerne le niveau de faible revenu, même si nous utilisons des seuils relatifs. Viennent ensuite, par ordre, l'Ontario, les provinces des Prairies, le Québec et les provinces atlantiques. Le classement global présente une certaine ressemblance avec celui produit par le modèle de base, les rangs de la Colombie-Britannique et des provinces de l'Atlantique restant les mêmes qu'au tableau 7. En fait, les résultats de dominance demeurent les mêmes pour environ 33 des 35 comparaisons dans lesquelles interviennent ces provinces. Le passage d'un concept absolu à un concept relatif de faible revenu a par contre un effet plus important sur les comparaisons du faible revenu entre l'Ontario, le Québec et les provinces des Prairies. Il est frappant d'observer un renversement des résultats pour 8 des 10 comparaisons entre ces provinces. L'Ontario affiche maintenant le deuxième niveau le plus élevé, de faible revenu, alors qu'il était classé au second rang dans le modèle de base, tandis que le niveau de faible revenu devient relativement plus faible pour le Québec et le Manitoba, le classement de ces provinces reculant de quelques rangs comparativement au tableau 7.

Il est raisonnable d'inférer que le renversement des rangs est plus susceptible d'avoir lieu lorsque l'on compare des provinces dont le revenu médian diffère considérablement. Un cas typique est celui de l'Ontario, où le revenu équivalent médian est beaucoup plus élevé que celui des autres provinces. Par conséquent, l'utilisation de seuils de faible revenu relatifs a pour effet de classer un plus grand nombre de personnes dans la catégorie de faible revenu en Ontario au sens d'une privation relative. Cela a également pour effet de propulser le classement de l'Ontario selon le niveau de faible revenu aux rangs supérieurs parmi l'ensemble des provinces. Par ailleurs, la question de privation relative est moins préoccupante pour des provinces comme le Québec, où le revenu moyen est considérablement plus faible. Il convient aussi de noter que deux comparaisons — Nouvelle-Écosse/Ontario et Île-du-Prince-Édouard/Nouveau-Brunswick — pour lesquelles il n'était pas possible de rejeter l'hypothèse nulle de non-dominance auparavant présentent maintenant une dominance du premier ordre sur un intervalle raisonnable de seuil de faible revenu relatif. En ce qui concerne les comparaisons Saskatchewan/Alberta et Nouvelle-Écosse/Terre-Neuve-et-Labrador, le classement selon le faible revenu reste indéterminé jusqu'aux conditions de troisième ordre quand nous utilisons les seuils de faible revenu relatifs.

21. Les valeurs de 15 % et 70 % du revenu provincial médian correspondent approximativement au domaine restreint (5 000 $, 20 000 $) défini dans le modèle de base.

# 6 Conclusion

Nombreux sont ceux qui soutiennent que les classements selon le niveau de faible revenu ne sont pas robustes. En suivant une approche par dominance stochastique, nous fournissons un moyen robuste de comparer les niveaux régionaux de faible revenu sans choisir arbitrairement un seuil de faible revenu. Nous arrivons aux conclusions suivantes.

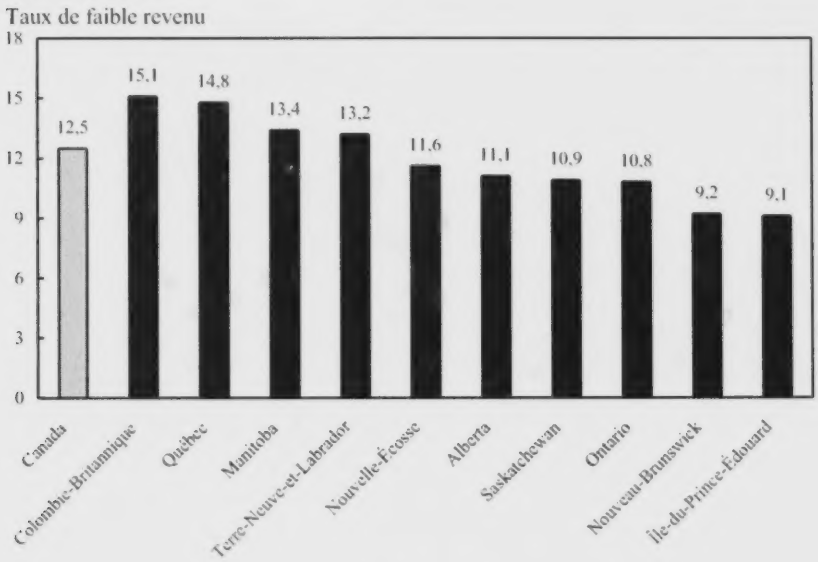
Tout d'abord, en appliquant les tests de dominance à la catégorie de FGT des indices de pauvreté — jusqu'à la condition du troisième ordre — entre les régions, nous démontrons que, dans la plupart des cas, les relations de dominance peuvent être déterminées et le faible revenu régional peut être classé pour une vaste gamme de seuils de faible revenu.

En deuxième lieu, les classements par rang des taux de faible revenu fondés sur les seuils de faible revenu (SFR) couramment utilisés au Canada ne sont pas robustes. Un exemple pour Terre-Neuve-et-Labrador et pour l'Ontario montre que des résultats opposés peuvent être obtenus à partir de seuils de faible revenu différents. En outre, les SFR permettent de comparer le taux de faible revenu pour un seul seuil de faible revenu et font abstraction de la profondeur et de l'intensité du faible revenu. La méthodologie utilisée dans le présent document est plus informative et révélatrice et permet de mieux comprendre la distribution du faible revenu. Par exemple, nous constatons que Terre-Neuve-et-Labrador domine l'Alberta en faible revenu au deuxième ordre, même si le taux de faible revenu selon le SFR est considérablement plus élevé à Terre-Neuve-et-Labrador qu'en Alberta.

En troisième lieu, en 2000, la Colombie-Britannique était la province dont le niveau de faible revenu était le plus élevé, car elle était dominée au premier ordre par toutes les autres provinces. Le Québec et le Manitoba se sont classés respectivement au deuxième et au troisième rang, la Saskatchewan et l'Alberta, au quatrième, l'Ontario, au sixième et Terre-Neuve-et-Labrador et la Nouvelle-Écosse, au septième. Le Nouveau-Brunswick et l'Île-du-Prince-Édouard étaient les deux provinces dont le niveau de faible revenu était le moins élevé au Canada, dominant celui de toutes les autres provinces au premier ordre.

Par ailleurs, le présent document démontre également que les résultats de dominance sont sensibles aux hypothèses formulées pour définir le revenu équivalent et le concept de revenu. En général, les résultats de dominance sont robustes au choix des échelles d'équivalence, tandis que nous constatons un renversement des rangs quand nous utilisons d'autres indices du coût de la vie. Le passage d'un concept absolu à un concept relatif de faible revenu n'a pour ainsi dire aucun effet sur le classement selon le niveau de faible revenu pour la Colombie-Britannique et les provinces de l'Atlantique, mais il n'en est pas ainsi pour les autres provinces. Nos résultats montrent qu'il est essentiel d'examiner plus étroitement les hypothèses sous-jacentes. Enfin, la réponse à la question « Où le niveau de faible revenu est-il le plus élevé au Canada? » va à la Colombie-Britannique, du moins pour 2000. Le résultat est robuste pour toutes les échelles, quel que soit le choix des seuils de pauvreté, des indices du coût de la vie, des échelles d'équivalence et d'un concept absolu ou relatif de faible revenu.

**Figure 1**
**Taux régionaux de faible revenu fondés sur le seuil de faible revenu, après impôts**




Source : Statistique Canada, Le revenu au Canada, 2006.

**Figure 2**
**Recoupement des courbes d'incidence du faible revenu**

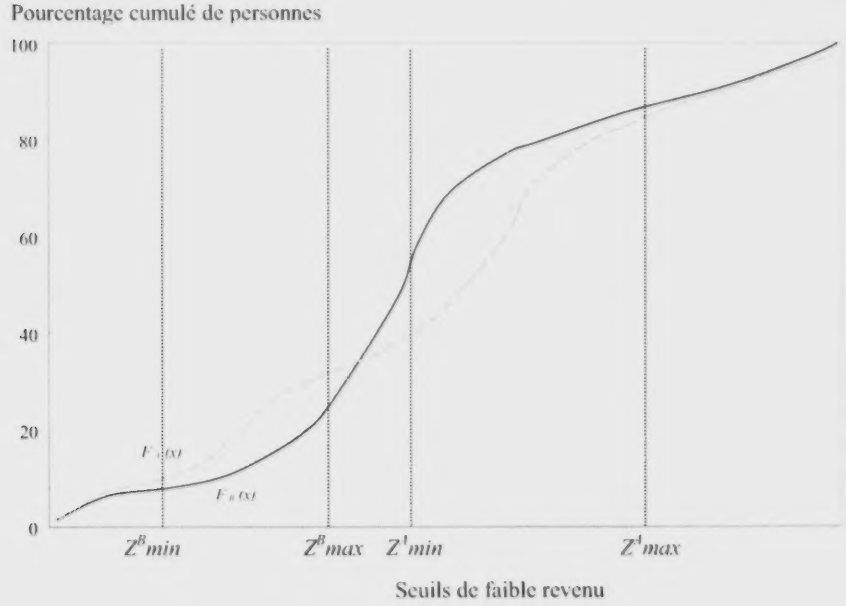
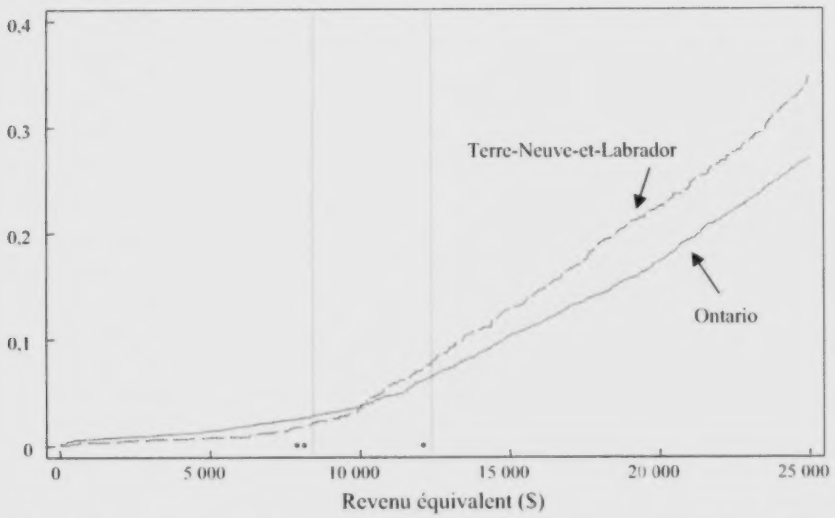


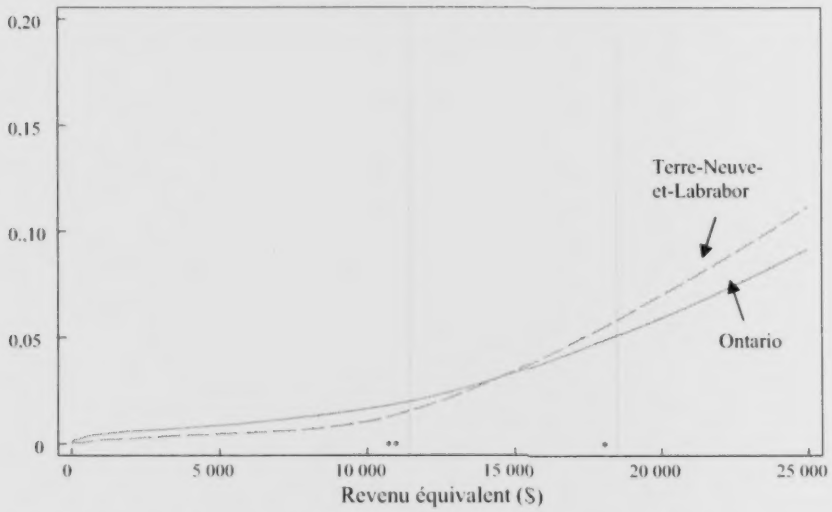
**Figure 3**
**Courbes d'incidence du faible revenu, échelle d'équivalence et indice du coût de la vie fondés sur le seuil de faible revenu, 2000**




* Bornes inférieure/supérieure de dominance stochastique (Ontario sur Terre-Neuve-et- Labrador) au seuil de 5 % (=12 366 $ / =20 000+ $)
** Bornes inférieure/supérieure de dominance stochastique (Terre-Neuve-et-Labrador sur Ontario) au seuil de 5 % (=0+ $ / =8 416 $)
Nota : Seuil de faible revenu standardisé (15 352 $); seuil maximal de faible revenu (20 000 $).
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2000.

**Figure 4**
**Courbes d'incidence de faible revenu, échelle d'équivalence et indice du coût de la vie, 2000**

Écart de faible revenu proportionnel moyen



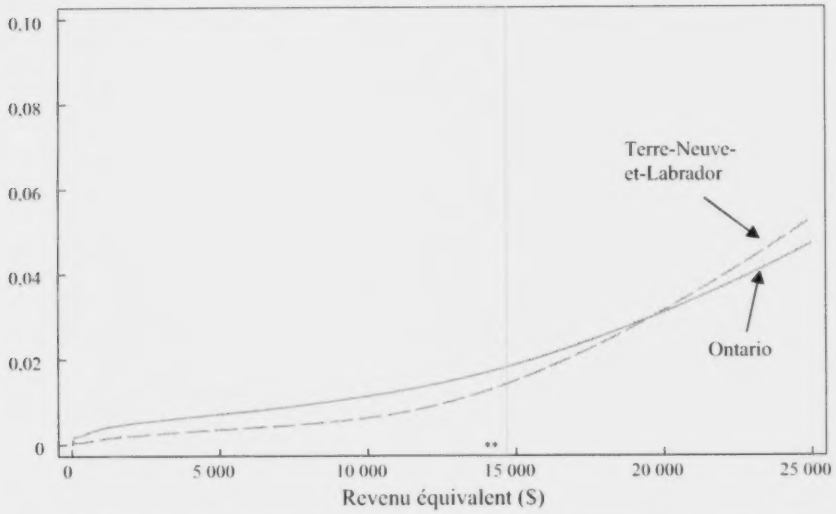

* Bornes inférieure/supérieure de dominance stochastique (Ontario sur Terre-Neuve-et-Labrador) au seuil de 5 % (= 18 470 $ / = 20 000+ $)

** Bornes inférieure/supérieure de dominance stochastique (Terre-Neuve-et-Labrador sur Ontario) au seuil de 5 % (= 0+ $ / = 11 424 $)

Nota : Seuil de faible revenu standardisé (15 352 $); seuil maximal de faible revenu (20 000 $).

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2000.

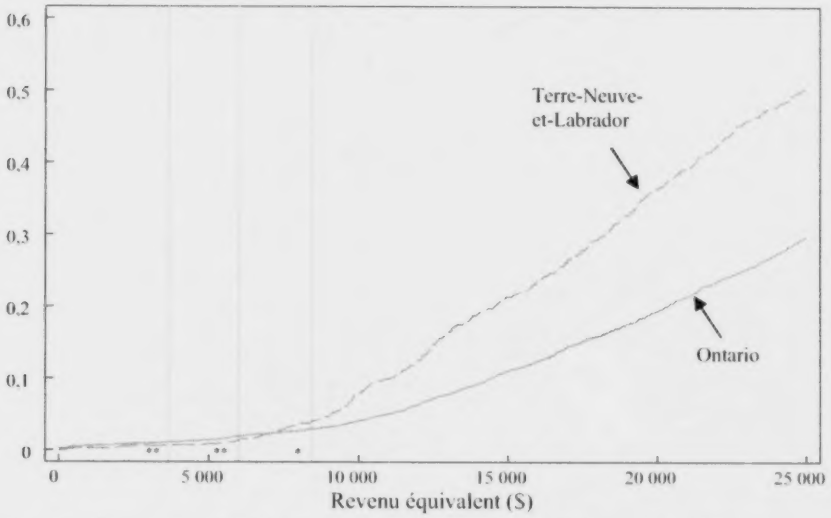
**Figure 5**
**Courbes de gravité du faible revenu, échelle d'équivalence et indice du coût de la vie fondés sur le seuil de faible revenu, 2000**




* Bornes inférieure/supérieure de dominance stochastique (Ontario sur Terre-Neuve-et-Labrador) au seuil de 5 % (non disponible)
** Bornes inférieure/supérieure de dominance stochastique (Terre-Neuve-et-Labrador sur Ontario) au seuil de 5 % (−0+ $ / +14 684 $)
Nota : Seuil standardisé de mesure fondé sur un panier de consommation (14 460 $); seuil maximal de faible revenu (20 000 $).
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2000.

## Figure 6
## Courbes d'incidence du faible revenu, indice du coût de la vie par Rapport à la mesure fondée sur un panier de consommation[1], 2000

Pourcentage cumulé de personnes




* Bornes inférieure/supérieure de dominance stochastique (Ontario sur Terre-Neuve-et-Labrador) au seuil de 5 % (=8 430 $ / =20 000+ $)

** Bornes inférieure/supérieure de dominance stochastique (Terre-Neuve-et-Labrador sur Ontario) au seuil de 5 % (=3 650 $ / =6 000 $)

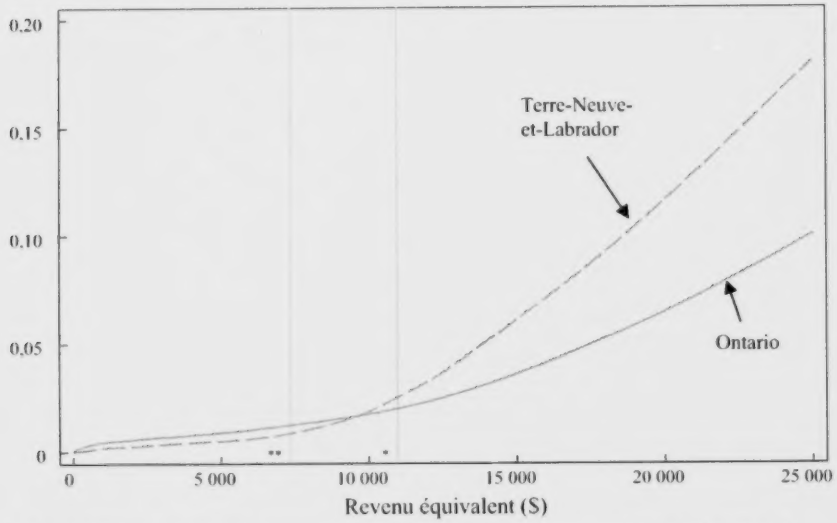
1. L'échelle d'équivalence fondée sur le seuil de faible revenu s'applique toujours pour l'ajustement en fonction de la taille de la famille.

Nota : Seuil standardisé de mesure fondé sur un panier de consommation (14 460 $); seuil maximal de faible revenu (20 000 $).

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2000.

**Figure 7**
**Courbes de déficit du revenu par rapport au seuil de faible revenu, indice du coût de la vie fondé sur la mesure d'un panier de consommation[1], 2000**

Écart de faible revenu proportionnel moyen




* Bornes inférieure/supérieure de dominance stochastique (Ontario sur Terre-Neuve-et Labrador) au seuil de 5 % (=10 976 $ / =20 000+ $)

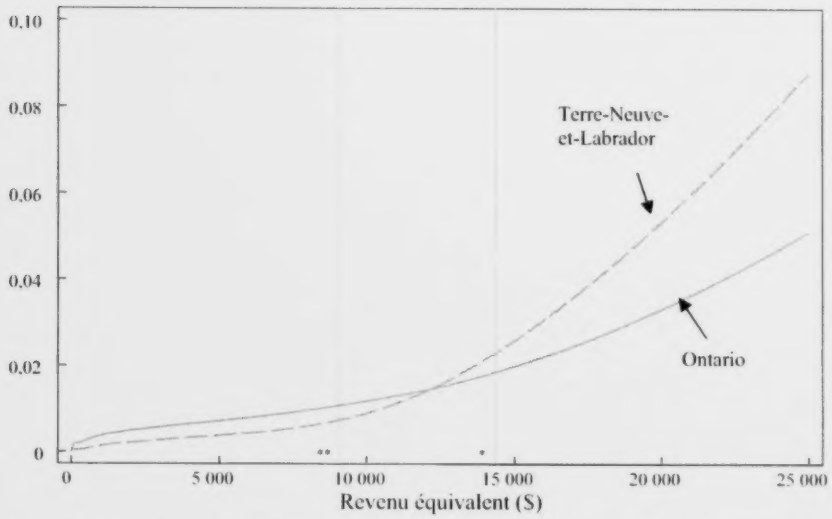
** Bornes inférieure/supérieure de dominance stochastique (Terre-Neuve-et-Labrador sur Ontario) au seuil de 5 % (=0+ $ / =7 362 $)

1. L'échelle d'équivalence fondée sur le seuil de faible revenu s'applique toujours pour l'ajustement en fonction de la taille de la famille.

Nota : Seuil standardisé de mesure fondé sur un panier de consommation (14 460 $); seuil maximal de faible revenu (20 000 $).

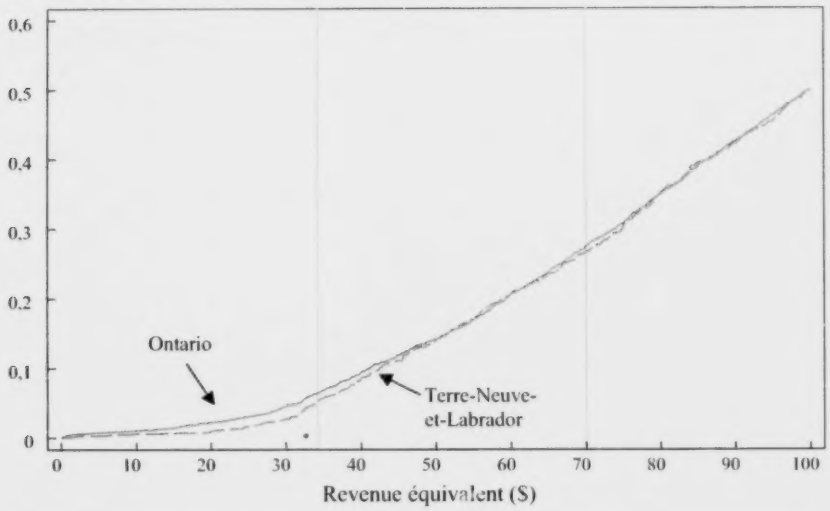
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2000.

**Figure 8**
**Courbes de déficit du revenu par rapport au seuil de faible revenu, indice du coût de la vie fondé sur la mesure d'un panier de consommation [1], 2000**




* Bornes inférieure/supérieure de dominance stochastique (Ontario sur Terre-Neuve-et-Labrador) au seuil de 5 % (=14 358 $ / =20 000+ $)
** Bornes inférieure/supérieure de dominance stochastique (Terre-Neuve-et-Labrador sur Ontario) au seuil de 5 % (=0+ $ / =9 091 $)
1. L'échelle d'équivalence fondée sur le seuil de faible revenu est encore utilisée.
Nota : Seuil standardisé de mesure fondé sur un panier de consommation (14 460 $); seuil maximal de faible revenu (20 000 $).
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2000.

## Figure 9
## Courbes d'incidence du faible revenu pour le revenu équivalent normalisé[1], 2000




* Bornes inférieure/supérieure de dominance stochastique (Terre-Neuve-et-Labrador sur Ontario) au seuil de 5 % (=0 % + / =34,2 %)

1. Le revenu équivalent est normalisé en le divisant par le revenu médian de la province pertinente. Les facteurs d'échelle sont l'échelle d'équivalence et les indices du coût de la vie fondés sur le seuil de faible revenu. Les tests de dominance sont évalués à chaque valeur de *x* dans l'échantillon comprise entre 15 % et 70 % du revenu provincial médian.

Nota : Revenu équivalent médian à Terre-Neuve-et-Labrador = 31 491 $; en Ontario =35 950 $. Seuil maximal de faible revenu =70 % du revenu provincial médian.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2000.

**Tableau 1**
**Différence entre les courbes d'incidence du faible revenu pour Terre-Neuve-et-Labrador et l'Ontario selon certains seuils de faible revenu, 2000**

| | Courbes d'incidence du faible revenu (erreur-type asymptotique) | | | |
|---|---|---|---|---|
| Revenu équivalent ($) | Terre-Neuve-et-Labrador | Ontario | Différence | Statistique de test |
| 1 000 | 0,003 | 0,006 | -0,003 | -1,752[1] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 2 000 | 0,004 | 0,008 | -0,004 | -2,023[1] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 3 000 | 0,006 | 0,010 | -0,004 | -1,866[1] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 4 000 | 0,006 | 0,011 | -0,005 | -2,045[1] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 5 000 | 0,008 | 0,014 | -0,007 | -2,363[2] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,003) | |
| 6 000 | 0,008 | 0,018 | -0,010 | -3,451[2] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,003) | |
| 7 000 | 0,012 | 0,022 | -0,010 | -2,936[2] |
| | (0,003) | (0,001) | (0,003) | |
| 8 000 | 0,018 | 0,026 | -0,008 | -1,937[1] |
| | (0,004) | (0,002) | (0,004) | |
| 9 000 | 0,024 | 0,032 | -0,007 | -1,597 |
| | (0,004) | (0,002) | (0,005) | |
| 10 000 | 0,036 | 0,038 | -0,002 | -0,345 |
| | (0,005) | (0,002) | (0,006) | |
| 11 000 | 0,057 | 0,047 | 0,009 | 1,360 |
| | (0,006) | (0,002) | (0,007) | |
| 12 000 | 0,070 | 0,060 | 0,010 | 1,308 |
| | (0,007) | (0,002) | (0,008) | |
| 13 000 | 0,093 | 0,073 | 0,020 | 2,264[1] |
| | (0,008) | (0,003) | (0,009) | |
| 14 000 | 0,110 | 0,088 | 0,022 | 2,340[2] |
| | (0,009) | (0,003) | (0,009) | |
| 15 000 | 0,129 | 0,104 | 0,024 | 2,455[2] |
| | (0,009) | (0,003) | (0,010) | |
| 16 000 | 0,146 | 0,115 | 0,031 | 2,937[2] |
| | (0,010) | (0,003) | (0,010) | |
| 17 000 | 0,167 | 0,132 | 0,035 | 3,184[2] |
| | (0,010) | (0,003) | (0,011) | |
| 18 000 | 0,191 | 0,142 | 0,049 | 4,172[2] |
| | (0,011) | (0,004) | (0,012) | |
| 19 000 | 0,211 | 0,158 | 0,053 | 4,401[2] |
| | (0,011) | (0,004) | (0,012) | |
| 20 000 | 0,226 | 0,174 | 0,052 | 4,183[2] |
| | (0,012) | (0,004) | (0,012) | |

1. Différence statistiquement significative au seuil de 5 % (1,645)
2. Différence statistiquement significative au seuil de 1 % (2,326)

Nota : Le revenu équivalent est corrigé en fonction des besoins en utilisant l'échelle d'équivalence fondée sur le seuil de faible revenu (SFR) et corrigé des différences spatiales de prix en utilisant l'indice de prix fondé sur le SFR. Le groupe de référence est celui des personnes seules vivant en région urbaine (500 000 habitants). Les statistiques $t$ sont calculées pour chaque valeur de $x$ dans l'échantillon, mais seulement 20 points choisis sont présentés dans ce tableau.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2000.

**Tableau 2**
**Différence entre les courbes de déficit par rapport au seuil de faible revenu (écarts relatifs de faible revenu) pour Terre-Neuve-et-Labrador et l'Ontario selon certains seuils de faible revenu, 2000**

| | Courbes de déficit par rapport au seuil de faible revenu (erreur-type asymptotique) | | | |
|---|---|---|---|---|
| Revenu équivalent ($) | Terre-Neuve-et-Labrador | Ontario | Différence | Statistique de test |
| 1 000 | 0,002 | 0,005 | -0,003 | -2,312[1] |
| | (0,001) | (0,001) | (0,001) | |
| 2 000 | 0,003 | 0,006 | -0,003 | -2,250[1] |
| | (0,001) | (0,001) | (0,001) | |
| 3 000 | 0,003 | 0,007 | -0,004 | -2,166[1] |
| | (0,001) | (0,001) | (0,002) | |
| 4 000 | 0,004 | 0,008 | -0,004 | -2,150[1] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 5 000 | 0,005 | 0,009 | -0,004 | -2,214[1] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 6 000 | 0,005 | 0,010 | -0,005 | -2,419[2] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 7 000 | 0,006 | 0,011 | -0,006 | -2,637[2] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 8 000 | 0,007 | 0,013 | -0,006 | -2,715[2] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 9 000 | 0,009 | 0,015 | -0,006 | -2,629[2] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 10 000 | 0,011 | 0,017 | -0,006 | -2,437[2] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 11 000 | 0,014 | 0,019 | -0,005 | -1,963[1] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,003) | |
| 12 000 | 0,018 | 0,022 | -0,004 | -1,332 |
| | (0,003) | (0,001) | (0,003) | |
| 13 000 | 0,023 | 0,025 | -0,002 | -0,768 |
| | (0,003) | (0,001) | (0,003) | |
| 14 000 | 0,029 | 0,029 | -0,001 | -0,200 |
| | (0,003) | (0,001) | (0,003) | |
| 15 000 | 0,035 | 0,034 | 0,001 | -0,273 |
| | (0,003) | (0,001) | (0,004) | |
| 16 000 | 0,041 | 0,038 | 0,003 | 0,671 |
| | (0,004) | (0,001) | (0,004) | |
| 17 000 | 0,048 | 0,043 | 0,004 | 1,057 |
| | (0,004) | (0,001) | (0,004) | |
| 18 000 | 0,055 | 0,049 | 0,006 | 1,444 |
| | (0,004) | (0,002) | (0,004) | |
| 19 000 | 0,063 | 0,054 | 0,009 | 1,850[1] |
| | (0,004) | (0,002) | (0,005) | |
| 20 000 | 0,070 | 0,060 | 0,011 | 2,199[1] |
| | (0,005) | (0,002) | (0,005) | |

1. Différence statistiquement significative au seuil de 5 % (1,645)
2. Différence statistiquement significative au seuil de 1 % (2,326)

Nota : Le revenu équivalent est corrigé en fonction des besoins en utilisant l'échelle d'équivalence fondée sur le seuil de faible revenu (SFR) et corrigé des différences spatiales de prix en utilisant l'indice de prix fondé sur le SFR. Le groupe de référence est celui des personnes seules vivant en région urbaine (500 000 habitants). Les statistiques $t$ sont calculées pour chaque valeur de $x$ dans l'échantillon, mais seulement 20 points choisis sont présentés dans ce tableau.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2000.

**Tableau 3**
**Différence entre les courbes de gravité du faible revenu (carré de l'écart relatif de faible revenu) pour Terre-Neuve-et-Labrador et l'Ontario selon certains seuils de faible revenu, 2000**

| | Courbes de gravité du faible revenu (erreur-type asymptotique) | | | |
|---|---|---|---|---|
| Revenu équivalent ($) | Terre-Neuve-et-Labrador | Ontario | Différence | Statistique de test |
| 1 000 | 0,001 | 0,004 | -0,003 | -2,577[2] |
| | (0,000) | (0,000) | (0,001) | |
| 2 000 | 0,002 | 0,005 | -0,003 | -2,327[2] |
| | (0,001) | (0,001) | (0,001) | |
| 3 000 | 0,003 | 0,006 | -0,003 | -2,267[1] |
| | (0,001) | (0,001) | (0,001) | |
| 4 000 | 0,004 | 0,006 | -0,003 | -2,232[1] |
| | (0,001) | (0,001) | (0,001) | |
| 5 000 | 0,004 | 0,007 | -0,004 | -2,229[1] |
| | (0,001) | (0,001) | (0,002) | |
| 6 000 | 0,004 | 0,008 | -0,004 | -2,271[1] |
| | (0,001) | (0,001) | (0,002) | |
| 7 000 | 0,004 | 0,009 | -0,004 | -2,374[2] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 8 000 | 0,005 | 0,009 | -0,005 | -2,480[2] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 9 000 | 0,005 | 0,010 | -0,005 | -2,550[2] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 10 000 | 0,006 | 0,011 | -0,005 | -2,575[2] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 11 000 | 0,007 | 0,012 | -0,005 | -2,524[2] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 12 000 | 0,009 | 0,014 | -0,005 | -2,372[2] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 13 000 | 0,010 | 0,015 | -0,005 | -2,146[1] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 14 000 | 0,013 | 0,017 | -0,004 | -1,864[1] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 15 000 | 0,015 | 0,019 | -0,004 | -1,542 |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 16 000 | 0,018 | 0,021 | -0,003 | -1,211 |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 17 000 | 0,021 | 0,023 | -0,002 | -0,873 |
| | (0,002) | (0,001) | (0,003) | |
| 18 000 | 0,024 | 0,026 | -0,002 | -0,538 |
| | (0,002) | (0,001) | (0,003) | |
| 19 000 | 0,028 | 0,028 | -0,001 | -0,197 |
| | (0,003) | (0,001) | (0,003) | |
| 20 000 | 0,031 | 0,031 | 0,000 | 0,136 |
| | (0,003) | (0,001) | (0,003) | |

1. Différence statistiquement significative au seuil de 5 % (1,645)
2. Différence statistiquement significative au seuil de 1 % (2,326)

Nota : Le revenu équivalent est corrigé en fonction des besoins en utilisant l'échelle d'équivalence fondée sur le seuil de faible revenu (SFR) et corrigé des différences spatiales de prix en utilisant l'indice de prix fondé sur le SFR. Le groupe de référence est celui des personnes seules vivant en région urbaine (500 000 habitants). Les statistiques $t$ sont calculées pour chaque valeur de $x$ dans l'échantillon, mais seulement 20 points choisis sont présentés dans ce tableau.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2000.

**Tableau 4**
**Différence entre les courbes d'incidence du faible revenu pour Terre-Neuve-et-Labrador et l'Ontario selon certains seuils de faible revenu relatifs, 2000**

| Pourcentage du revenu médian dans la province pertinente | Courbes d'incidence du faible revenu (erreur-type asymptotique) | | Différence | Statistique de test |
|---|---|---|---|---|
| | Terre-Neuve-et-Labrador | Ontario | | |
| 5 | 0,003 | 0,008 | -0,004 | -2,325[1] |
| | (0,001) | (0,001) | (0,002) | |
| 10 | 0,006 | 0,011 | -0,005 | -2,201 |
| | (0,002) | (0,001) | (0,002) | |
| 15 | 0,007 | 0,015 | -0,008 | -3,121[2] |
| | (0,002) | (0,001) | (0,003) | |
| 20 | 0,009 | 0,023 | -0,014 | -4,454[2] |
| | (0,002) | (0,002) | (0,003) | |
| 25 | 0,018 | 0,032 | -0,014 | -3,266[2] |
| | (0,002) | (0,002) | (0,004) | |
| 30 | 0,028 | 0,046 | -0,018 | -3,511[2] |
| | (0,002) | (0,002) | (0,005) | |
| 35 | 0,057 | 0,068 | -0,012 | -1,628 |
| | (0,006) | (0,003) | (0,007) | |
| 40 | 0,086 | 0,093 | -0,008 | -0,901 |
| | (0,008) | (0,003) | (0,008) | |
| 45 | 0,112 | 0,119 | -0,007 | -0,711 |
| | (0,009) | (0,003) | (0,009) | |
| 50 | 0,142 | 0,142 | -0,001 | -0,046 |
| | (0,010) | (0,004) | (0,010) | |
| 55 | 0,171 | 0,171 | -0,000 | -0,031 |
| | (0,011) | (0,004) | (0,011) | |
| 60 | 0,208 | 0,207 | 0,001 | 0,079 |
| | (0,011) | (0,004) | (0,012) | |
| 65 | 0,237 | 0,238 | -0,001 | -0,086 |
| | (0,012) | (0,004) | (0,013) | |
| 70 | 0,268 | 0,275 | -0,007 | -0,519 |
| | (0,012) | (0,005) | (0,013) | |
| 75 | 0,303 | 0,308 | -0,006 | -0,397 |
| | (0,013) | (0,005) | (0,014) | |
| 80 | 0,352 | 0,350 | 0,002 | 0,110 |
| | (0,013) | (0,005) | (0,014) | |
| 85 | 0,394 | 0,390 | 0,004 | 0,259 |
| | (0,014) | (0,005) | (0,015) | |
| 90 | 0,423 | 0,426 | -0,003 | -0,203 |
| | (0,014) | (0,005) | (0,015) | |
| 95 | 0,455 | 0,463 | -0,009 | -0,595 |
| | (0,014) | (0,005) | (0,015) | |
| 100 | 0,500 | 0,500 | 0,001 | 0,030 |
| | (0,014) | (0,005) | (0,015) | |

1. Différence statistiquement significative au seuil de 5 % (1,645)
2. Différence statistiquement significative au seuil de 1 % (2,326)

Nota : Le revenu équivalent est corrigé en fonction des besoins en utilisant l'échelle d'équivalence fondée sur le seuil de faible revenu (SRF) et corrigé des différences spatiales de prix en utilisant l'indice de prix fondé sur le SFR. Les revenus équivalents sont normalisés en les divisant par le revenu médian de la province pertinente. Les statistiques $t$ sont calculées pour chaque valeur de $x$ dans l'échantillon, mais seulement 20 points choisis (exprimés en pourcentage du revenu provincial médian) sont présentés dans ce tableau.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2000.

## Tableau 5
## Classement selon le taux de faible revenu pour certains seuils de faible revenu, 2000

| Revenu équivalent | Niveau le plus élevé de faible revenu | | | Niveau moyen de faible revenu | | | | Niveau le plus faible de faible revenu | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ($) | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| 4 000 | C.-B. | Man. | Sask. | Ontario | Alberta | Î.-P.-É. | Québec | N.-B. | N.-É. | T.-N.-L. |
| | 0,023 | 0,014 | 0,014 | 0,011 | 0,010 | 0,010 | 0,009 | 0,009 | 0,008 | 0,006 |
| | (0,003) | (0,002) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,003) | (0,001) | (0,002) | (0,002) | (0,002) |
| 6 000 | C.-B. | Sask. | Alb. | Man. | Ont. | Qc | N.-É. | N.-B. | Î.-P.-É. | T.-N.-L. |
| | 0,032 | 0,022 | 0,022 | 0,021 | 0,018 | 0,016 | 0,015 | 0,012 | 0,011 | 0,008 |
| | (0,003) | (0,003) | (0,003) | (0,003) | (0,001) | (0,002) | (0,003) | (0,003) | (0,003) | (0,002) |
| 8 000 | C.-B. | Alb. | Sask. | Qc | Man. | Ont. | N.-É. | N.-B. | Î.-P.-É. | T.-N.-L. |
| | 0,044 | 0,035 | 0,033 | 0,033 | 0,032 | 0,026 | 0,024 | 0,022 | 0,021 | 0,018 |
| | (0,004) | (0,004) | (0,004) | (0,002) | (0,004) | (0,002) | (0,003) | (0,003) | (0,005) | (0,004) |
| 10 000 | C.-B. | Qc | Man. | Alb. | Sask. | N.-É. | Ont. | T.-N.-L. | N.-B. | Î.-P.-É. |
| | 0,066 | 0,061 | 0,053 | 0,052 | 0,049 | 0,039 | 0,038 | 0,036 | 0,033 | 0,030 |
| | (0,005) | (0,003) | (0,005) | (0,004) | (0,005) | (0,004) | (0,002) | (0,005) | (0,004) | (0,006) |
| 12 000 | C.-B. | Qc | Man. | T.-N.-L. | Alb. | Sask. | Ont. | N.É. | N.-B. | Î.-P.-É. |
| | 0,093 | 0,089 | 0,075 | 0,070 | 0,065 | 0,061 | 0,060 | 0,059 | 0,051 | 0,048 |
| | (0,006) | (0,004) | (0,005) | (0,007) | (0,005) | (0,005) | (0,002) | (0,005) | (0,005) | (0,007) |
| 14 000 | C.-B. | Qc | T.-N.-L. | Man. | Alb. | N.-É. | Sask. | Ont. | N.-B. | Î.-P.-É. |
| | 0,130 | 0,122 | 0,110 | 0,106 | 0,093 | 0,092 | 0,090 | 0,088 | 0,079 | 0,068 |
| | (0,006) | (0,004) | (0,009) | (0,006) | (0,006) | (0,006) | (0,006) | (0,003) | (0,006) | (0,008) |
| 16 000 | C.-B. | Qc | Man. | T.-N.-L. | Alb. | N.-É. | Sask. | Ont. | N.-B. | Î.-P.-É. |
| | 0,163 | 0,159 | 0,148 | 0,146 | 0,125 | 0,125 | 0,121 | 0,115 | 0,105 | 0,094 |
| | (0,007) | (0,005) | (0,007) | (0,010) | (0,006) | (0,007) | (0,007) | (0,003) | (0,007) | (0,010) |
| 18 000 | Qc | C-B. | T.-N.-L. | Man. | Sask. | N.-É. | Alb. | Ont. | N.-B. | Î.-P.-É. |
| | 0,196 | 0,193 | 0,191 | 0,188 | 0,160 | 0,160 | 0,151 | 0,142 | 0,14 | 0,134 |
| | (0,005) | (0,007) | (0,011) | (0,008) | (0,008) | (0,008) | (0,007) | (0,004) | (0,008) | (0,011) |
| 20 000 | C.-B. | Man. | Qc | T.-N.-L. | N.-É. | Sask. | Alb. | N.-B. | Ont. | Î.-P.-É. |
| | 0,246 | 0,245 | 0,241 | 0,226 | 0,202 | 0,199 | 0,187 | 0,178 | 0,174 | 0,166 |
| | (0,008) | (0,009) | (0,006) | (0,012) | (0,009) | (0,009) | (0,008) | (0,009) | (0,004) | (0,012) |

Nota : C.-B. = Colombie-Britannique; Man. = Manitoba; Sask. = Saskatchewan; Alb. = Alberta; Ont. = Ontario; Î.-P.-É. = Île-du-Prince-Édouard; Qc = Québec;
N.-B. = Nouveau-Brunswick; N.-É. = Nouvelle-Écosse; T.-N.-L. = Terre-Neuve-et-Labrador.
Le revenu équivalent est corrigé en fonction des besoins en utilisant l'échelle d'équivalence fondée sur le seuil de faible revenu (SFR) et corrigé des différences spatiales de prix en utilisant l'indice de prix fondé sur le SFR. Les erreurs-types asymptotiques figurent entre parenthèses.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2000.

## Tableau 6
## Dominance du faible revenu, statistiques de test calculées pour les seuils de faible revenu compris entre 0 et 20 000 $

| Classement selon le faible revenu | Province | Taux de faible revenu selon le seuil de faible revenu | C.-B. | Man. | Qc | Sask. | Alb. | Ont. | T.-N.-L. | N.-É. | N.-B. | Î.-P.-É. |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 1 | C.-B. | 15,1 | | (10 900) | (0+) | [3 576) | [0+) | [0+) | [0+) | [0+) | [0+) | [0+) |
| | | | | (14 817) | (8 641) | [20 000) | [20 000) | [20 000) | [13 334) | [20 000) | [20 000) | [20 000) |
| | | | | | 3 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 2 | Man. | 13,4 | | | (0+) | (14 380) | (14,390) | (8 196) | (1 251) | (7 976) | (7 480) | (8 229) |
| | | | | | (1 615) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (10 332) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | 2 | 2 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 3 | Qc | 14,8 | | | | (13 812) | (13,711) | (7 545) | (5 301) | (6 691) | (6 298) | (7 545) |
| | | | | | | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (12 535) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | | | 1 | 2 | 1 | 1 | 1 |
| 4 | Sask. | 10,9 | | | | | Z | (17 651) | (4 313) | (5 852) | (5 053) | (5 097) |
| | | | | | | | | (20 000) | (12 997) | (9 845) | (11 585) | (16 227) |
| | | | | | | | | 1 | 2 | 1 | 1 | 1 |
| 4 | Alb. | 11,1 | | | | | | (7 094) | (5 328) | (4 671) | (4 790) | (4 816) |
| | | | | | | | | (11 559) | (13 233) | (10 421) | (12 378) | (17 123) |
| | | | | | | | | | 3 | | 1 | 1 |
| 6 | Ont. | 10,8 | | | | | | | (0+) | Z | (14 606) | (11 557) |
| | | | | | | | | | (14 684) | | (15 904) | (16 264) |
| | | | | | | | | | | | 1 | 1 |
| 7 | T.-N.-L. | 13,2 | | | | | | | | Z | (10 825) | (10 697) |
| | | | | | | | | | | | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | | | | | | 1 | 1 |
| 7 | N.-É. | 11,6 | | | | | | | | | (14 130) | (14 875) |
| | | | | | | | | | | | (18 151) | (20 000) |
| 9 | N.-B. | 9,2 | | | | | | | | | | Z |
| 9 | Î.-P.-É. | 9,1 | | | | | | | | | | |

Nota : C.-B. = Colombie-Britannique; Man. = Manitoba; Qc = Quebec; Sask. = Saskatchewan; Alb. = Alberta; Ont. = Ontario; T.-N.-L. = Terre-Neuve-et-Labrador; N.-É. = Nouvelle-Écosse; N.-B. = Nouveau-Brunswick; I.-P.-É. = Île-du-Prince-Édouard.

1 dans la case indique que la colonne domine la ligne au premier ordre au seuil de signification de 5 %; même interprétation pour 2 (dominance au deuxième ordre) et 3 (dominance au troisième ordre). Le premier (deuxième) chiffre entre crochets indique la borne inférieure (borne supérieure) de dominance stochastique au seuil de signification de 5 %, dans les conditions d'ordre données. La borne supérieure est censurée à 20 000 $. Z indique que la relation de dominance ne peut pas être trouvée jusqu'aux conditions de troisième ordre. Les données proviennent de l'EDTR de 2000. Le test de dominance est évalué à chaque valeur de x dans l'échantillon comprise entre 0 et 20 000 $, où x est le revenu équivalent calculé en utilisant l'échelle d'équivalence et l'indice du coût de la vie fondé sur le seuil de faible revenu.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), 2000.

**Tableau 7**
**Dominance du faible revenu, statistiques de test calculées pour les seuils de faible revenu compris entre 5 000 $ et 20 000 $**

| Classement selon le faible revenu | Province | Taux de faible revenu selon le seuil de faible revenu | C.-B. | Qc | Man. | Sask. | Alb. | Ont. | T.-N.-L. | N.-É. | N.-B. | Î.-P.-É. |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 1 | C.-B. | 15,1 | | (5 000) | (10 900) | (5 000) | (5 000) | (5 000) | (5 000) | (5 000) | (5 000) | (5 000) |
| | | | | (8 641) | (14 817) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (13 334) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | 1 | 2 | 2 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 2 | Qc | 14,8 | | | (13 167) | (13 812) | (13 711) | (7 454) | (5 301) | (6 691) | (6 298) | (7 545) |
| | | | | | (14 629) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (12 535) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 3 | Man. | 13,4 | | | | (14 380) | (14 390) | (8 196) | (5 000) | (7 976) | (7 480) | (8 229) |
| | | | | | | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (10 332) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | | | 1 | 2 | 1 | 1 | 1 |
| 4 | Sask. | 10,9 | | | | | Z | (17 651) | (5 000) | (5 852) | (5 053) | (5 097) |
| | | | | | | | | (20 000) | (12 997) | (9 845) | (11 585) | (16 227) |
| | | | | | | | | 1 | 2 | 1 | 1 | 1 |
| 4 | Alb. | 11,1 | | | | | | (7 094) | (5 328) | (5 000) | (5 000) | (5 000) |
| | | | | | | | | (11 559) | (13 233) | (10 421) | (12 378) | (17 123) |
| | | | | | | | | | 3 | | 1 | 1 |
| 6 | Ont. | 10,8 | | | | | | | (5 000) | Z | (14 606) | (11 557) |
| | | | | | | | | | (14 684) | | (15 904) | (16 264) |
| | | | | | | | | | | | 1 | 1 |
| 7 | T.-N.-L. | 13,2 | | | | | | | | Z | (10 825) | (10 697) |
| | | | | | | | | | | | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | | | | | | 1 | 1 |
| 7 | N.-É. | 11,6 | | | | | | | | | (14 130) | (14 875) |
| | | | | | | | | | | | (18 151) | (20 000) |
| 9 | N.-B. | 9,2 | | | | | | | | | | Z |
| 9 | Î.-P.-É. | 9,1 | | | | | | | | | | |

Nota : C.-B. = Colombie-Britannique; Man. = Manitoba; Qc = Québec; Sask. = Saskatchewan; Alb. = Alberta; Ont. = Ontario; T.-N.-L. = Terre-Neuve-et-Labrador; N.-É. = Nouvelle-Écosse; N.-B. = Nouveau-Brunswick; I.-P.-É. = Île-du-Prince-Édouard.
*1* dans la case indique que la colonne domine la ligne au premier ordre au seuil de signification de 5 %; même interprétation pour *2* (dominance au deuxième ordre) et *3* (dominance au troisième ordre). Le premier (deuxième) chiffre entre crochets indique la borne inférieure (borne supérieure) de dominance stochastique au seuil de signification de 5 %, dans les conditions d'ordre données. Les bornes inférieure et supérieure sont censurées à 5 000 $ et à 20 000 $, respectivement. *Z* indique que la relation de dominance ne peut pas être trouvée jusqu'aux conditions de troisième ordre. Les données proviennent de l'EDTR de 2000. Le test de dominance est évalué à chaque valeur de *x* dans l'échantillon comprise entre 5 000 $ et 20 000 $, où x est le revenu équivalent calculé en utilisant l'échelle d'équivalence et l'indice du coût de la vie fondé sur le seuil de faible revenu.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), 2000.

## Tableau 8
## Dominance du faible revenu, statistiques de test calculées pour les seuils de faible revenu compris entre 10 000 $ et 20 000 $

| Classement selon le faible revenu | Province | Taux de faible revenu selon le seuil de faible revenu | C.-B. | Qc | Man. | T.-N. | Sask. | Alb. | N.-É. | Ont. | N.-B. | Î.-P.-É. |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | 2 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 1 | C.-B. | 15,1 | | (10 000) | (10 900) | (10 000) | (10 000) | (10 000) | (10 000) | (10 000) | (10 000) | (10 000) |
| | | | | (17 884) | (14 817) | (13 334) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 2 | Qc | 14,8 | | | (13 167) | (10 000) | (10 000) | (10 000) | (10 000) | (10 000) | (10 000) | (10 000) |
| | | | | | (14 629) | (12 535) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 3 | Man. | 13,4 | | | | (10 000) | (14 380) | (14 390) | (14 493) | (10 000) | (10 000) | (10 000) |
| | | | | | | (10 332) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 4 | T.-N.-L. | 13,2 | | | | | (13 482) | (14 570) | (12 592) | (12 366) | (10 821) | (10 697) |
| | | | | | | | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | | | | 2 | 1 | 1 | 1 |
| 5 | Sask. | 10,9 | | | | | | Z | (10 000) | (17 651) | (10 000) | (10 000) |
| | | | | | | | | | (13 080) | (20 000) | (11 585) | (16 227) |
| | | | | | | | | | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 5 | Alb. | 11,1 | | | | | | | (10 000) | (10 000) | (10 000) | (10 000) |
| | | | | | | | | | (10 421) | (11 559) | (12 378) | (17 123) |
| | | | | | | | | | | 1 | 1 | 1 |
| 7 | N.-É. | 11,6 | | | | | | | | (17 400) | (14 130) | (14 875) |
| | | | | | | | | | | (20 000) | (18 151) | (20 000) |
| | | | | | | | | | | | 1 | 1 |
| 8 | Ont. | 10,8 | | | | | | | | | (14 606) | (11 557) |
| | | | | | | | | | | | (15 904) | (16 264) |
| 9 | N.-B. | 9,2 | | | | | | | | | | Z |
| 9 | Î.-P.-É. | 9,1 | | | | | | | | | | |

Nota : C.-B. = Colombie-Britannique; Man. = Manitoba; Qc = Québec; Sask. = Saskatchewan; Alb. = Alberta; Ont. = Ontario; T.-N.-L. = Terre-Neuve-et- Labrador; N.-É. = Nouvelle-Écosse; N.-B. = Nouveau-Brunswick; I.-P.-É. = Île-du-Prince-Édouard.

1 dans la case indique que la colonne domine la ligne au premier ordre au seuil de signification de 5 %; même interprétation pour 2 (dominance au deuxième ordre) et 3 (dominance au troisième ordre). Le premier (deuxième) chiffre entre crochets indique la borne inférieure (borne supérieure) de dominance stochastique au seuil de signification de 5 %, dans les conditions d'ordre données. Les bornes inférieure et supérieure sont censurées à 10 000 $ et à 20 000 $, respectivement. Z indique que la relation de dominance ne peut pas être trouvée jusqu'aux conditions de troisième ordre. Les données proviennent de l'EDTR de 2000. Le test de dominance est évalué à chaque valeur de x dans l'échantillon comprise entre 10 000 $ et 20 000 $, où x est le revenu équivalent calculé en utilisant l'échelle d'équivalence et l'indice du coût de la vie fondé sur le seuil de faible revenu.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), 2000.

**Tableau 9**

**Dominance du faible revenu, statistiques de test calculées pour les seuils de faible revenu compris entre 5 000 $ et 20 000 $, racine carrée de la taille de la famille comme échelle d'équivalence**

| Classement selon le faible revenu | Province | Taux de faible revenu selon le seuil de faible revenu | C.-B. | Qc | Man. | Sask. | Alb. | Ont. | T.-N.-L. | N.-É. | N.-B. | Î.-P.-É. |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 1 | C.-B. | 15,1 | | (5 000) | (9 988) | (5 000) | (5 000) | (5 000) | (5 000) | (5 000) | (5 000) | (5 000) |
| | | | | (7 570) | (14 980) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (11 459) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | 1 | 2 | 2 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 2 | Qc | 14,8 | | | (14 283) | (13 006) | (12 452) | (7 332) | (5 000) | (6 298) | (5 804) | (6 793) |
| | | | | | (15 081) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (10 478) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 3 | Man. | 13,4 | | | | (13 855) | (11 883) | (7 970) | (5 000) | (8 899) | (5 000) | (7 469) |
| | | | | | | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (9 829) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | | | 1 | 2 | 1 | 1 | 1 |
| 4 | Sask. | 10,9 | | | | | Z | (17 158) | (5 000) | (5 885) | (5 000) | (5 000) |
| | | | | | | | | (20 000) | (11 814) | (8 019) | (10 317) | (14 179) |
| | | | | | | | | 1 | 2 | 1 | 1 | 1 |
| 4 | Alb. | 11,1 | | | | | | (6 691) | (5 220) | (5 000) | (5 000) | (6 607) |
| | | | | | | | | (10 299) | (11 754) | (8 287) | (10 557) | (16 179) |
| | | | | | | | | | 3 | | 1 | 1 |
| 6 | Ont. | 10,8 | | | | | | | (5 000) | Z | (5 121) | (9 945) |
| | | | | | | | | | (13 107) | | (7 126) | (13 991) |
| | | | | | | | | | | 1 | 1 | 1 |
| 7 | T.-N.-L. | 13,2 | | | | | | | | (13 864) | (10 470) | (9 813) |
| | | | | | | | | | | (18 871) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | | | | | | 1 | 1 |
| 8 | N.-É. | 11,6 | | | | | | | | | (13 147) | (14 794) |
| | | | | | | | | | | | (17 488) | (19 450) |
| 9 | N.-B. | 9,2 | | | | | | | | | | Z |
| 9 | Î.-P.-É. | 9,1 | | | | | | | | | | |

Nota : C.-B. = Colombie-Britannique; Man. = Manitoba; Qc = Québec; Sask. = Saskatchewan; Alb. = Alberta; Ont. = Ontario; T.-N.-L. = Terre-Neuve-et-Labrador; N.-É. = Nouvelle-Écosse; N.-B. = Nouveau-Brunswick; I.-P.-É. = Île-du-Prince-Édouard.

1 dans la case indique que la colonne domine la ligne au premier ordre au seuil de signification de 5 %; même interprétation pour 2 (dominance au deuxième ordre) et 3 (dominance au troisième ordre). Le premier (deuxième) chiffre entre crochets indique la borne inférieure (borne supérieure) de dominance stochastique au seuil de signification de 5 %, dans les conditions d'ordre données. Les bornes inférieure et supérieure sont censurées à 5 000 $ et à 20 000 $, respectivement. Z indique que la relation de dominance ne peut pas être trouvée jusqu'aux conditions de troisième ordre. Les données proviennent de l'EDTR de 2000. Le test de dominance est évalué à chaque valeur de x dans l'échantillon comprise entre 5 000 $ et 20 000 $, où x est le revenu équivalent calculé en utilisant l'échelle d'équivalence et l'indice du coût de la vie fondé sur le seuil de faible revenu.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), 2000.

**Tableau 10**

**Dominance du faible revenu, statistiques de test calculées pour les seuils de faible revenu compris entre 5 000 $ et 20 000 $, indices du coût de la vie par rapport à la mesure fondée sur un panier de consommation (MPC)**

| Classement selon le faible revenu | Modèle avec correction des prix selon la MPC | Classement pour le modèle de base | C.-B. | T.-N.-L. | Î.-P.-É. | Sask. | N.-É. | N.-B. | Man. | Alb. | Ont. | Qc |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 1 | C.-B. | C.-B. | | (5 000) | (5 000) | (6 710) | (5 000) | (5 000) | (5 000) | (5 000) | (5 000) | (5 000) |
| | | | | (13 762) | (19 071) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | 1 | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 2 | T.-N.-L. | Qc | | | (5 912) | Z | (5 912) | (5 912) | (8 764) | (9 368) | (8 430) | (7 310) |
| | | | | | (20 000) | | (20 000) | (20 000) | (10 332) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | 1 | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 3 | Î.-P.-É. | Man. | | | | (18 854) | Z | (19 924) | (16 788) | (13 833) | (13 833) | (16 659) |
| | | | | | | (20 000) | | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | | 2 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 4 | Sask. | Sask. | | | | | (7 731) | (5 231) | (15 018) | (13 387) | (13 241) | (14 701) |
| | | | | | | | (9 616) | (7 641) | (17 717) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 5 | N.-É. | Alb. | | | | | | (13 264) | (12 355) | (11 480) | (9 502) | (12 247) |
| | | | | | | | | (17 489) | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | | | | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 6 | N.-B. | Ont. | | | | | | | (18 921) | (13 336) | (15 091) | (17 259) |
| | | | | | | | | | (20 000) | (20 000) | (20 000) | (20 000) |
| | | | | | | | | | | 1 | 1 | 1 |
| 7 | Man. | T.-N.-L. | | | | | | | | (14 938) | (17 053) | (5 419) |
| | | | | | | | | | | (20 000) | (20 000) | (7 191) |
| | | | | | | | | | | | 1 | 2 |
| 8 | Alb. | N.-É. | | | | | | | | | (8 718) | (8 761) |
| | | | | | | | | | | | (9 484) | (10 885) |
| | | | | | | | | | | | | 2 |
| 9 | Ont. | N.-B. | | | | | | | | | | (6 021) |
| | | | | | | | | | | | | (10 369) |
| 10 | Qc | Î.-P.-É. | | | | | | | | | | |

Nota : C.-B. = Colombie-Britannique; Man. = Manitoba; Qc = Québec; Sask. = Saskatchewan; Alb. = Alberta; Ont. = Ontario; T.-N.-L. = Terre-Neuve-et-Labrador; N.-É. = Nouvelle-Écosse; N.-B. = Nouveau-Brunswick; I.-P.-É. = Île-du-Prince-Édouard.

1 dans la case indique que la colonne domine la ligne au premier ordre au seuil de signification de 5 %; même interprétation pour 2 (dominance au deuxième ordre) et 3 (dominance au troisième ordre). Le premier (deuxième) chiffre entre crochets indique la borne inférieure (borne supérieure) de dominance stochastique au seuil de signification de 5 %, dans les conditions d'ordre données. Les bornes inférieure et supérieure sont censurées à 5 000 $ et à 20 000 $, respectivement. Z indique que la relation de dominance ne peut pas être trouvée jusqu'aux conditions de troisième ordre. Les données proviennent de l'EDTR de 2000. Le test de dominance est évalué à chaque valeur de x dans l'échantillon comprise entre 5 000 $ et 20 000 $, où x est le revenu équivalent calculé en utilisant l'échelle d'équivalence et l'indice du coût de la vie fondé sur le seuil de faible revenu.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), 2000.

## Tableau 11
## Dominance du faible revenu, statistique de test calculée pour les seuils de faible revenu relatifs compris entre 15 % et 70 % du revenu provincial médian

| Classement selon le faible revenu | Modèle avec seuils de faible revenu relatifs | Classement pour le modèle de base | C.-B. | Ont. | Alb. | Sask. | Qc | Man. | T.-N.-L. | N.-É. | N.-B. | Î.-P.-É. |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 1 | C.-B. | C.-B. | | (15,0) | (31,4) | (31,1) | (15,0) | (15,0) | (15,0) | (15,0) | (15,0) | (15,0) |
| | | | | (70,0) | (70,0) | (70,0) | (70,0) | (70,0) | (42,5) | (70,0) | (70,0) | (70,0) |
| | | | | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 2 | Ont. | Qc | | | (53,7) | (34,3) | (59,3) | (36,1) | (15,0) | (32,4) | (23,2) | (23,3) |
| | | | | | (70,0) | (52,8) | (70,0) | (49,9) | (34,2) | (49,4) | (67,1) | (70,0) |
| | | | | | | | 1 | 1 | 2 | 1 | 1 | 1 |
| 3 | Alb. | Man. | | | | Z | (15,0) | (21,8) | (15,6) | (15,0) | (15,0) | (14,6) |
| | | | | | | | (25,6) | (24,1) | (46,6) | (32,2) | (35,3) | (66,5) |
| | | | | | | | 2 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 3 | Sask. | Sask. | | | | | (19,7) | (21,3) | (15,0) | (17,8) | (15,3) | (15,47) |
| | | | | | | | (33,4) | (23,8) | (32,2) | (30,1) | (33,5) | (70,0) |
| | | | | | | | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 5 | Qc | Alb. | | | | | | (44,6) | (20,6) | (33,2) | (28,9) | (27,4) |
| | | | | | | | | (48,6) | (34,2) | (37,5) | (54,5) | (70,0) |
| | | | | | | | | | 2 | 2 | 1 | 1 |
| 6 | Man. | Ont. | | | | | | | (15,0) | (15,0) | (31,0) | (28,0) |
| | | | | | | | | | (40,9) | (17,5) | (32,2) | (70,0) |
| | | | | | | | | | | | 1 | 1 |
| 7 | T.-N.-L. | T.-N.-L. | | | | | | | | Z | (42,3) | (34,0) |
| | | | | | | | | | | | (62,9) | (70,0) |
| | | | | | | | | | | | 1 | 1 |
| 7 | N.-É. | N.-É. | | | | | | | | | (46,4) | (34,5) |
| | | | | | | | | | | | (47,5) | (70,0) |
| | | | | | | | | | | | | 1 |
| 9 | N.-B. | N.-B. | | | | | | | | | | (37,0) |
| | | | | | | | | | | | | (70,0) |
| 10 | Î.-P.-É. | Î.-P.-É. | | | | | | | | | | |

Nota : C.-B. = Colombie-Britannique; Man. = Manitoba; Qc = Québec; Sask. = Saskatchewan; Alb. = Alberta; Ont. = Ontario; T.-N.-L. = Terre-Neuve-et-Labrador; N.-É. = Nouvelle-Écosse; N.-B. = Nouveau-Brunswick; I.-P.-É. = Île-du-Prince-Édouard.

1 dans la case indique que la colonne domine la ligne au premier ordre au seuil de signification de 5 %; même interprétation pour 2 (dominance au deuxième ordre) et 3 (dominance au troisième ordre). Le premier (deuxième) chiffre entre crochets indique la borne inférieure (borne supérieure) de dominance stochastique au seuil de signification de 5 %, dans les conditions d'ordre données. Les bornes inférieure et supérieure sont censurées à 15 % et à 70 %, respectivement. Z indique que la relation de dominance ne peut pas être trouvée jusqu'aux conditions de troisième ordre. Les données proviennent de l'EDTR de 2000. Le test de dominance est évalué à chaque valeur de x dans l'échantillon comprise entre 15 % et 70 %, où x est le revenu équivalent calculé en utilisant l'échelle d'équivalence et l'indice du coût de la vie fondé sur le seuil de faible revenu.

Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), 2000.

# Annexe

## Tableau A.1
## Classement selon le faible revenu (écarts moyens relatifs de faible revenu) pour certains seuils de faible revenu, 2000

| Revenu équivalent | Niveau le plus élevé de faible revenu | | | Niveau moyen de faible revenu | | | | Niveau le plus faible de faible revenu | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| 4 000 | C.-B. | Man. | Sask. | Ont. | Qc | Alb. | Î.-P.-É. | N.-B. | N.-É. | T.-N.-L. |
| | 0,013 | 0,009 | 0,008 | 0,008 | 0,007 | 0,007 | 0,005 | 0,006 | 0,005 | 0,004 |
| | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,001) | (0,001) | (0,001) | (0,002) | (0,002) | (0,001) | (0,001) |
| 6 000 | C.-B. | Man. | Sask. | Ont. | Alb. | Qc | N.-B. | Î.-P.-É. | N.-É. | T.-N.-L. |
| | 0,018 | 0,012 | 0,011 | 0,010 | 0,010 | 0,008 | 0,007 | 0,007 | 0,007 | 0,005 |
| | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,002) |
| 8 000 | C.-B. | Sask. | Man. | Alb. | Ont. | Qc | N.-É. | Î.-P.-É. | N.-B. | T.-N.-L. |
| | 0,023 | 0,015 | 0,015 | 0,014 | 0,013 | 0,012 | 0,010 | 0,010 | 0,009 | 0,007 |
| | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,001) | (0,001) | (0,002) | (0,003) | (0,002) | (0,002) |
| 10 000 | C.-B. | Sask. | Man. | Alb. | Qc | Ont. | N.-É. | N.-B. | Î.-P.-É. | T.-N,-L. |
| | 0,029 | 0,021 | 0,021 | 0,020 | 0,019 | 0,017 | 0,014 | 0,013 | 0,013 | 0,011 |
| | (0,003) | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,001) | (0,001) | (0,002) | (0,002) | (0,003) | (0,002) |
| 12 000 | C.-B. | Qc | Man. | Sask. | Alb. | Ont. | N.-É. | T.-N.-L. | N.-B. | Î.-P.-É. |
| | 0,037 | 0,028 | 0,028 | 0,026 | 0,026 | 0,022 | 0,020 | 0,018 | 0,018 | 0,017 |
| | (0,003) | (0,001) | (0,003) | (0,003) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,003) | (0,002) | (0,003) |
| 14 000 | C.-B. | Qc | Man. | Alb. | Sask. | Ont. | T.-N. | N.-É. | N.-B. | Î.-P.-É. |
| | 0,047 | 0,039 | 0,037 | 0,034 | 0,033 | 0,029 | 0,029 | 0,028 | 0,025 | 0,022 |
| | (0,003) | (0,002) | (0,003) | (0,003) | (0,0032) | (0,001) | (0,003) | (0,002) | (0,003) | (0,004) |
| 16 000 | C.-B. | Qc | Man. | Alb. | Sask. | T.-N.-L. | Ont. | N.-É. | N.-B. | Î.-P.-É. |
| | 0,060 | 0,052 | 0,048 | 0,043 | 0,042 | 0,041 | 0,038 | 0,038 | 0,033 | 0,030 |
| | (0,003) | (0,002) | (0,003) | (0,003) | (0,003) | (0,004) | (0,001) | (0,003) | (0,003) | (0,004) |
| 18 000 | C.-B. | Qc | Man. | T.-N.-L. | Alb. | Sask. | N.-É. | Ont. | N.-B. | Î.-P.-É. |
| | 0,073 | 0,066 | 0,061 | 0,055 | 0,054 | 0,053 | 0,050 | 0,049 | 0,043 | 0,040 |
| | (0,004) | (0,002) | (0,003) | (0,004) | (0,003) | (0,003) | (0,003) | (0,002) | (0,003) | (0,004) |
| 20 000 | C.-B. | Qc | Man. | T.-N.-L. | Sask. | Alb. | N.-É. | Ont. | N.-B. | Î.-P.-É. |
| | 0,088 | 0,081 | 0,077 | 0,070 | 0,065 | 0,065 | 0,062 | 0,060 | 0,054 | 0,051 |
| | (0,004) | (0,002) | (0,004) | (0,005) | (0,004) | (0,003) | (0,003) | (0,002) | (0,003) | (0,005) |

Nota : C.-B. = Colombie-Britannique; Man. = Manitoba; Qc = Québec; Sask. = Saskatchewan; Alb. = Alberta; Ont. = Ontario; T.-N.-L. = Terre-Neuve-et-Labrador; N.-É. = Nouvelle-Écosse; N.-B. = Nouveau-Brunswick; I.-P.-É. = Île-du-Prince-Édouard.
Le revenu équivalent est corrigé en fonction des besoins en utilisant l'échelle d'équivalence fondée sur le seuil de faible revenu (SFR) et corrigé des différences spatiales de prix en utilisant l'indice de prix fondé sur le SFR. Les erreurs-types asymptotiques figurent entre parenthèses.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2000.

**Tableau A.2**
**Classement selon le faible revenu (écarts moyens relatifs de faible revenu au carré) pour certains seuils de faible revenu, 2000**

| Revenu équivalent | Niveau le plus élevé de faible revenu | | | Niveau moyen de faible revenu | | | | Niveau le plus faible de faible revenu | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| 4 000 | C.-B. | Man. | Ont. | Sask. | Alb. | Qc | N.-B. | N.-É. | Î.-P.-É. | T.-N.-L. |
| | 0,011 | 0,008 | 0,006 | 0,006 | 0,006 | 0,005 | 0,005 | 0,004 | 0,004 | 0,003 |
| | (0,001) | (0,002) | (0,000) | (0,001) | (0,001) | (0,001) | (0,001) | (0,001) | (0,002) | (0,001) |
| 6 000 | C.-B. | Man. | Sask. | Ont. | Alb. | Qc | N.-B. | Î.-P.-É. | N.-É. | T.-N.-L. |
| | 0,014 | 0,009 | 0,008 | 0,008 | 0,007 | 0,007 | 0,006 | 0,005 | 0,005 | 0,004 |
| | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,001) | (0,001) | (0,002) | (0,001) | (0,001) |
| 8 000 | C.-B. | Man. | Sask. | Ont. | Alb. | Qc | N.-B. | N.-É. | Î.-P.-É. | T.-N.-L. |
| | 0,017 | 0,011 | 0,010 | 0,009 | 0,009 | 0,008 | 0,007 | 0,007 | 0,007 | 0,005 |
| | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,002) |
| 10 000 | C.-B. | Man. | Sask. | Alb. | Ont. | Qc | N.-É. | N.-B. | Î.-P.-É. | T.-N.-L. |
| | 0,020 | 0,013 | 0,013 | 0,012 | 0,011 | 0,011 | 0,009 | 0,008 | 0,008 | 0,006 |
| | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,001) | (0,001) | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,002) |
| 12 000 | C.-B. | Man. | Sask. | Alb. | Qc | Ont. | N.-É. | N.-B. | Î.-P.-É. | T.-N.-L. |
| | 0,024 | 0,017 | 0,016 | 0,015 | 0,015 | 0,014 | 0,011 | 0,010 | 0,010 | 0,009 |
| | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,001) | (0,001) | (0,002) | (0,002) | (0,003) | (0,002) |
| 14 000 | C.-B. | Man. | Qc | Sask. | Alb. | Ont. | N.-É. | N.-B. | Î.-P.-É. | T.-N.-L. |
| | 0,029 | 0,021 | 0,020 | 0,020 | 0,019 | 0,017 | 0,014 | 0,013 | 0,013 | 0,013 |
| | (0,002) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,002) | (0,003) | (0,002) |
| 16 000 | C.-B. | Man. | Qc | Sask. | Alb. | Ont. | N.-É. | T.-N.-L. | N.-B. | Î.-P.-É. |
| | 0,034 | 0,026 | 0,026 | 0,024 | 0,024 | 0,021 | 0,019 | 0,018 | 0,017 | 0,016 |
| | (0,003) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,003) |
| 18 000 | C.-B. | Qc | Man. | Sask. | Alb. | Ont. | T.-N.-L. | N.-É. | N.-B. | Î.-P.-É. |
| | 0,041 | 0,033 | 0,032 | 0,029 | 0,029 | 0,026 | 0,024 | 0,024 | 0,021 | 0,020 |
| | (0,003) | (0,001) | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,001) | (0,002) | (0,002) | (0,002) | (0,003) |
| 20 000 | C.-B. | Qc | Man. | Sask. | Alb. | T.-N.-L. | Ont. | N.-É. | N.-B. | Î.-P.-É. |
| | 0,049 | 0,041 | 0,039 | 0,035 | 0,035 | 0,031 | 0,031 | 0,030 | 0,026 | 0,025 |
| | (0,003) | (0,002) | (0,003) | (0,003) | (0,002) | (0,003) | (0,001) | (0,002) | (0,002) | (0,003) |

Nota : C.-B. = Colombie-Britannique; Man. = Manitoba; Qc = Québec; Sask. = Saskatchewan; Alb. = Alberta; Ont. = Ontario; T.-N.-L. = Terre-Neuve-et-Labrador; N.-É. = Nouvelle-Écosse; N.-B. = Nouveau-Brunswick; I.-P.-É. = Île-du-Prince-Édouard.
Le revenu équivalent est corrigé en fonction des besoins en utilisant l'échelle d'équivalence fondée sur le seuil de faible revenu (SFR) et corrigé des différences spatiales de prix en utilisant l'indice de prix fondé sur le SFR. Les erreurs-types asymptotiques figurent entre parenthèses.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 2000.

## Bibliographie


Anderson, Gordon. 1996. « Nonparametric tests of stochastic dominance in income distributions ». *Econometrica*. 64, 5 : 1183–1193.

Anderson, Gordon. 2003. « Poverty in America 1970–1990: Who did gain ground? An application of stochastic dominance criteria employing simultaneous inequality tests in a partial panel ». *Journal of Applied Econometrics*. 18, 6 : 621–640.

Atkinson, A.B. 1987. « On the measurement of poverty ». *Econometrica*. 55, 4 : 749–764.

Bishop, John A., John P. Formby et W. James Smith. 1991. « Lorenz dominance and welfare: Changes in the U.S. distribution of income, 1967–1986 ». *The Review of Economics and Statistics*. 73, 1 134–139.

Bishop, John A., John P. Formby et Paul D. Thistle. 1992. « Convergence of the South and non-South income distributions, 1969–1979 ». *The American Economic Review*. 82, 1 : 262–272.

Conseil national du bien-être social. 2004. *Profil de la pauvreté, 2001*. Rapport n° 122 du Conseil national du bien-être social. Ottawa.

Davidson, Russell, et Jean-Yves Duclos. 2000. « Statistical inference for stochastic dominance and for the measurement of poverty and inequality ». *Econometrica*. 68, 6 : 1435–1464.

Davidson, Russell, et Jean-Yves Duclos. 2006. *Testing for Restricted Stochastic Dominance*. IZA Document de discussion n° 2047. Bonn : Institute for the Study of Labor.

Développement des resources humaines Canada. 2003. *Les statistiques de 2000 sur le faible revenue selon la mesure du panier de consommation*. Direction générale de la recherche appliquée. Document de travail SP-569-03-03F. Ottawa.

Duclos, Jean-Yves, et Abdelkrim Araar. 2006. *Poverty and Equity: Measurement, Policy, and Estimation with DAD*. Ottawa : Centre de recherches pour le développement international/Springer Press.

Foster, James E., Joel Greer et Erik Thorbecke. 1984. « A class of decomposable poverty measures ». *Econometrica*. 52, 3 : 761–776.

Foster, James E., et Anthony F. Shorrocks. 1988. « Poverty orderings ». *Econometrica*. 56, 1 : 173–177.

Jenkins, Stephen P., et Peter J. Lambert. 1997. « Three 'I's of poverty curves, with an analysis of U.K. poverty trends ». *Oxford Economic Papers*. 49, 3 : 317–327.

Jolliffe, Dean. 2004. *How Sensitive Is the Geographic Distribution of Poverty to Cost of Living Differences? An Analysis of the Fair Market Rents Index.* Document de travail n° 04-13. Ann Arbor : National Poverty Center, University of Michigan.

Kaur, Amarjot, B.L.S. Prakasa Rao et Harshinder Singh. 1994. « Testing for second-order stochastic dominance of two distributions ». *Econometric Theory.* 10, 5 : 849–866.

Kakwani, Nanak. 1993. « Statistical inference in the measurement of poverty ». *The Review of Economics and Statistics.* 75, 4 : 632–639.

Lee, Kevin K. 2000. *Urban Poverty in Canada: A Statistical Profile.* Ottawa : Conseil canadien de développement social.

Madden, David, et Fiona Smith. 2000. « Poverty in Ireland, 1987–1994: A stochastic dominance approach ». *The Economic and Social Review.* 31, 3 : 187–214.

Osberg, Lars, et Kuan Xu. 1999. « Poverty intensity: How well do Canadian provinces compare? » *Analyse de politiques.* 25, 2 : 179–195.

Preston, Ian. 1995. « Sampling distributions of relative poverty statistics ». *Applied Statistics.* 44, 1 : 91–99.

Ravallion, Martin, et Benu Bidani. 1994. « How robust is a poverty profile? » *The World Bank Economic Review.* 8, 1 : 75–102.

Sahn, David E. 2001. *Poverty Profile Without Poverty Lines: Romania, 1994 to 1997.* Document de travail n° 118. Ithaca : Cornell University.

Sen, Amartya. 1976. « Poverty: An ordinal approach to measurement ». *Econometrica.* 44, 2 : 219–231.

Statistique Canada. 2006. *Le revenu au Canada, 2006.* N° 75-202-XIF2006000 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Stoline, Michael R., et Hans K. Ury. 1979. « Tables of the studentized maximum modulus distribution and an application to multiple comparisons among means ». *Technometrics.* 21, 1 : 87–93.

Xu, Kuan, et Lars Osberg. 1998. « A distribution-free test for deprivation dominance ». *Econometric Reviews.* 17, 4 : 415–429.

Zheng, Buhong. 2000. « Poverty orderings ». *Journal of Economic Surveys.* 14, 4 : 427–466.

Zheng, Buhong. 2001. « Statistical inference for poverty measures with relative poverty lines ». *Journal of Econometrics.* 101, 2 : 337–356.